

**Nr. 60**

Othmar Gisler

# **Veröffentlichungen**

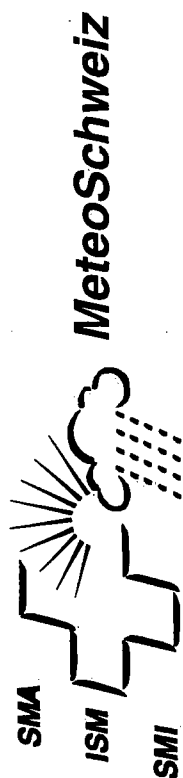
**Zur Methodik einer Beschreibung der Entwicklung  
des linearen Trends der Lufttemperatur über der  
Schweiz im Zeitabschnitt von 1864 bis 1990**

**Bestellungen an:**  
**Stab Unterstützung, MeteoSchweiz**

**SMA** Schweizerische Meteorologische Anstalt  
**ISM** Institut suisse de météorologie  
**ISM** Istituto svizzero di meteorologia  
**ISM** Institut svizzer da meteorologia  
**SMI** Swiss Meteorological Institute

Krähbühlstrasse 58  
Postfach  
CH-8044 Zürich

Telefon 01/256 91 11  
Telefax 01/256 92 78



**Veröffentlichungen**

ISSN 1422 - 1381

**Nr. 60**

Othmar Gisler

**Zur Methodik einer Beschreibung der Entwicklung  
des linearen Trends der Lufttemperatur über der  
Schweiz im Zeitabschnitt von 1864 bis 1990**

© Schweizerische Meteorologische Anstalt

Oktober 1999

**'Il est impossible que l'improbable n'arrive jamais.'**

**Diese Arbeit ist B. L. van der Waerden † und W. Kirchofer gewidmet.  
Sie haben dazu Weg und Zeit geschenkt.**



## Inhaltsverzeichnis

Figurenverzeichnis .....	7
Tabellenverzeichnis .....	9
Zusammenfassung .....	13
Summary .....	15
Résumé .....	17
Riassunto .....	19
1. Einleitung .....	21
2. Daten und Untersuchungsgebiet .....	23
2.1. Bemerkungen zu den homogenisierten Daten von Genf und Gr. St. Bernhard .....	24
3. Ziel und Methoden .....	39
4. Kumulierte, standardisierte Trendanomalien der Lufttemperatur .....	41
4.1. Visuelle Evidenz der Gleichartigkeit verschiedener Messreihen kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur .....	41
4.2. Korrelationen .....	42
4.3. $\chi^2$ -Test mit Messreihen der kumulierten, standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur .....	43
4.4. Einfluss einer Homogenisierung von Datenreihen auf die Bildung des Gebietsmittelwertes kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur .....	47
4.5. Interpretationskraft kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur ..	48
5. Varianz von Einzelementen kumulierter, standardisierter Trendanomaliereihen der Lufttemperatur .....	53
5.1. Statistische Beurteilung von Einzelementen kumulierter, standardisierter Trendanomaliereihen der Lufttemperatur .....	55
5.2. Zusammenfassung einiger Eigenschaften von Reihen kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur .....	57
6. Kurze Diskussion mittlerer monatlicher und jahreszeitlicher Trendanomalien der Lufttemperatur über der Schweiz .....	63
6.1. Trendanomalien der Lufttemperatur über der Schweiz von 1901 bis 1990 .....	63
6.2. Trendanomalien der Lufttemperatur über der Schweiz von 1864 bis 1990 .....	64
7. Schlussbetrachtungen und Ausblick .....	71
8. Dank .....	75
9. Literatur .....	77
10. Anhänge .....	81
1. Wichtige Begriffe und Bezeichnungen .....	81
2. Angaben zur Berechnung mittlerer monatlicher Temperaturwerte von Genf und Gr. St. Bernhard .....	83
3. Gr. St. Bernhard und Genf, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Temperaturwerten, gemessen zu regulärer Beobachtungszeit .....	85
4. Mittlere monatliche Temperaturvariation um das Dreiermittel in Genf 1864 - 1900, 1901 - 1924, 1925 - 1960, originale Werte .....	89

5. Reduktionsbeträge zur Herstellung von Daten Genf-Observatorium aus Messungen in Genf-Cointrin .....	90
6. Reduktionsbeträge zur Herstellung einheitlicher Terminwertamplituden für Daten von Genf-Observatorium .....	91
7. Vorgang der Umrechnung der Datenreihe Gr. St. Bernhard aus Messung in alter Zinkblechtaufstellung (1864 - 1924) auf eine Datenreihe mit Messung in Holzgehäuse an Hospizwand (1925 - 1970) .....	93
8. Gr. St. Bernhard 1901: Temperaturabhängigkeit der Dreiermitteldifferenz zwischen alter und neuer Aufstellung der Instrumente .....	97
9. Korrekturwerte der Daten Gr. St. Bernhard 1965 - 1981 aufgrund einer Thermographenaberration .....	98
10. Mathematische Formeln zur Diskussion kumulierter Summen standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur .....	99
11. Varianz von Einzelelementen kumulierter, standardisierter und normalverteilter Zufallsvariablen .....	108
12. Zusammenhang einer Testgrösse nach ALEXANDERSSON mit kumulativen Summen normalverteilter Zufallsvariablen .....	111
13. Zusammenstellung verwendeter Tabellenwerte zur Herstellung von Homogenisierungsbeträgen .....	115
14. Mittlere monatliche Temperaturwerte für Genf und Gr. St. Bernhard 1864 - 1995 ..	116

## Figurenverzeichnis

1. Lage der verwendeten Datenreihen und ihre Zugehörigkeit zu Klimaregionen nach SCHÜEPP & GENSLER .....	25
2. Abhängigkeit eines zum regulären Messzeitpunkt gemessenen Monatsmittelwertes der Lufttemperatur von einem tageszeitlich früher gemessenen Monatsmittelwert im Januar und Juli, 1982 - 1995, Genf und Gr. St. Bernhard. ....	26
3. Terminwertanomalien unhomogener und homogener Temperaturreihen, Genf und Gr. St. Bernhard, Januar, 1864 - 1990 .....	27
4. Schematische Darstellung der verschiedenen, wichtigsten Thermometeraufstellungen auf dem Gr. St. Bernhard 1864 - 1990 .....	31
5. Jahreszeitliche Temperaturabhängigkeit monatlicher Unterschiede zwischen Dreiermittelwerten verschiedener Instrumentenaufstellung, Gr. St. Bernhard, 1901 ..	35
6. Jährliche Temperaturanomalien der Differenz Mittagtemperatur - Abendtemperatur zwischen Genf und Gr. St. Bernhard, 1850 - 1884. ....	36
7. Mittlere Januar- und Jahreskurven kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur, Gr. St. Bernhard, 1901 - 1990 .....	37
8. Verschiedene Kurvenverläufe von Datenreihen der standardisierten Januartemperatur, Gr. St. Bernhard, 1901 - 1990 .....	49
9. Mittlere monatliche, kumulierte und standardisierte Trendanomalien der Lufttemperatur an 10 schweizerischen Messstationen, 1901 - 1990. ....	50
10. Differenz zwischen jährlichen Gebietsmittelwerten homogener und inhomogener, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990 .....	51
11. Differenz zwischen monatlichen Gebietsmittelwerten homogener und inhomogener, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990 .....	52
12. Monatliche Beträgskurven kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990 .....	59
13. Monatliche Kurven der Testgrösse nach ALEXANDERSSON von standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur von 10 schweizerischen Messstationen. ....	60
14. Monatliche Gebietsmittelkurven kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur von 10 schweizerischen Messstationen und monatliche Gebietsmittelkurven der Wurzel des Produktes aus Testgrösse nach ALEXANDERSSON mal Varianz kumulierter, standardisierter Zufallsreihen, 1901 - 1990 ..	61
15. Beträge monatlicher Gebietsmittelkurven kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur von 10 schweizerischen Messstationen und monatliche Gebietsmittelkurven der Wurzel des Produktes aus Testgrösse nach ALEXANDERSSON mal Varianz kumulierter, standardisierter Zufallsreihen, 1901 - 1990 .....	65
16. Monatliche Gebietsmittelkurven kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990 .....	66
17. Jahreszeiten- und Jahresmittelkurven der Gebietsmittel kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990. ....	67
18. Jahreszeiten- und Jahresmittelkurven der Gebietsmittel kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1864 - 1990. ....	68
19. Vertrauensbereiche mit $\alpha=0.95$ und $\alpha=0.99$ Wahrscheinlichkeit für Reihenelemente kumulierter, standardisierter Zufallsvariablen, verglichen mit der Testgrösse nach ALEXANDERSSON .....	69
20. Kumulierte und standardisierte Trendanomalien im Monat April an 10 schweizerischen Messstationen, 1901 - 1990. ....	70

## Tabellenverzeichnis

1. Übersicht der verwendeten Datenmaterialien .....	23
2. Zusammenstellung über Regressionen von Temperaturmessungen regulärer Messzeitpunkte gegen Temperaturmessungen irregulärer Messzeitpunkte. Genf und Gr. St. Bernhard, 1971 - 1995 .....	28
3. Differenz zwischen $\bar{T}_3$ und $\bar{T}_4$ in Genf 1981 - 1990 (nach DE MONTMOLLIN) und 1894 - 1942.....	29
4. Mittlere monatliche Temperaturvariation in Genf 1826 - 1875.....	30
5. Mittlere monatliche Temperaturvariation in Genf 1864 - 1990.....	30
6. Unterschied zwischen der mittleren monatlichen Temperaturvariation in Genf 1826 - 1875 (Französische Hütte) und 1864 - 1990 (grosse Holzjalousien $\equiv$ Englische Hütte).....	30
7. Vergleich der mittleren monatlichen Temperaturvariation auf dem Gr. St. Bernhard 1901 in alter und neuer Aufstellung .....	32
8. Unterschiede zwischen mittlerer Einzelmessung und Dreiermittel an alter und neuer Station Gr. St. Bernhard 1901, $\text{corr}_{HI}$ , $\delta\bar{T}_3$ nach GAUTIER; Anteil Amplitudenunterschied an Korrekturwerten $\delta A_j / \text{corr}_{HI}$ .....	32
9. Korrekturwerte zur Behebung von Thermometeralterung und -skalenverschiebung, für Monatsmittel der Temperatur, Gr. St. Bernhard, 1864 - 1883 .....	34
10. Korrelationskoeffizienten für monatliche Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte $CY_j$ und den Gebietsmittelwert $CZ$ der monatlichen Trendanomalie der Lufttemperatur .....	42
11. Bestimmtheitsmasse zu Korrelationskoeffizienten für monatliche Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte $CY_j$ und den Gebietsmittelwert $CZ$ der monatlichen Trendanomalie der Lufttemperatur .....	43
12. $\chi^2$ -Werte monatlicher, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte ( $CY_j$ ), verglichen mit monatlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur der Gebietsmittelreihe $CZ$ .....	45
13. $\chi^2$ -Werte monatlicher, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte ( $CY_k$ ), verglichen mit monatlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur der Gebietsmittelreihen $CZ_k$ .....	46
14. $\chi^2$ -Werte monatlicher, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte ( $Y_j$ ) verglichen mit monatlichen, standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur der Gebietsmittelreihe $Z$ .....	46
15. Mengen, verschiedene Sicherheitsgrenzen $\alpha$ von Normalverteilungen $N(0, s_n)$ $\{1 \leq n \leq N\}$ und einseitige Quantilen der empirischen Verteilungsfunktion $\Psi$ überschreitender Einzelelemente von Summenkurven kumulierter, standardisierter, normalverteilter Zufallsvariablen, ausgedrückt in Prozenten der Reihenlänge $N$ ... ..	54
16. Wertebereich der mittleren monatlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur an 10 schweizerischen Messorten .....	63
17. Gr. St. Bernhard, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Morgentemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um $06^h40^{\text{min}}$ .....	85
18. Gr. St. Bernhard, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Mittagtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um $12^h40^{\text{min}}$ .....	85
19. Gr. St. Bernhard, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Abendtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um $18^h40^{\text{min}}$ .....	85

20. Gr. St. Bernhard, 1971 - 1981: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Abendtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 19 <sup>h</sup> 30 <sup>min</sup> .....	86
21. Gr. St. Bernhard: Mittlere monatliche Korrekturbeträge aus der Schätzung von Termintemperaturen des regulären Messzeitpunktes. ....	86
22. Genf, 1971 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Morgentemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 06 <sup>h</sup> 40 <sup>min</sup> , respektive 06 <sup>h</sup> 45 <sup>min</sup> .....	86
23. Genf, 1971 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Mittagtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 12 <sup>h</sup> 40 <sup>min</sup> , respektive 12 <sup>h</sup> 45 <sup>min</sup> .....	87
24. Genf, 1971 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Abendtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 18 <sup>h</sup> 40 <sup>min</sup> , respektive 18 <sup>h</sup> 45 <sup>min</sup> .....	87
25. Genf, 1971 - 1995: Mittlere monatliche Korrekturbeträge aus der Schätzung von Termintemperaturen des regulären Messzeitpunktes. ....	87
26. Bern, 1979 - 1997: Mittlere Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von Temperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 06 <sup>h</sup> 40 <sup>min</sup> , 12 <sup>h</sup> 40 <sup>min</sup> respektive 18 <sup>h</sup> 40 <sup>min</sup> .....	88
27. Bern, 1864 - 1995: Mittlere monatliche Korrekturbeträge aus der Schätzung von Termintemperaturen des regulären Messzeitpunktes. ....	88
28. Differenz zwischen mittlerer monatlicher Morgentemperatur und dem Dreiermittel, Genf $\Delta T_1 = T_{7h} - \bar{T}_3$ .....	89
29. Differenz zwischen mittlerer monatlicher Mittagtemperatur und dem Dreiermittel, Genf $\Delta T_2 = T_{13h} - \bar{T}_3$ .....	89
30. Differenz zwischen mittlerer monatlicher Abendtemperatur und dem Dreiermittel, Genf $\Delta T_3 = T_{21h} - \bar{T}_3$ .....	89
31. Reduktionsbeträge Genf-Observatorium – Genf-Cointrin: $GC_{reel}$ .....	90
32. Reduktionsbeträge $TA_{red,1}$ für die Reduktion der mittleren monatlichen Morgen-terminwerte verschiedener Zeitabschnitte der Genferreihe auf die Referenzperiode 1894 - 1942. ....	91
33. Reduktionsbeträge $TA_{red,2}$ für die Reduktion der mittleren monatlichen Mittag-terminwerte verschiedener Zeitabschnitte der Genferreihe auf die Referenzperiode 1894 - 1942. ....	92
34. Reduktionsbeträge $TA_{red,3}$ für die Reduktion der mittleren monatlichen Abend-terminwerte verschiedener Zeitabschnitte der Genferreihe auf die Referenzperiode 1894 - 1942. ....	92
35. Genf: Unterschied zwischen mittleren monatlichen Termintemperaturen aus Messung in Französischer Hütte (1864 - 1893) und hinter grossem Jalousienschutz (1894 - 1960) .....	92
36. Vergleich von Terminanomalieunterschieden verschieden langer Mittelwertperioden, Gr. St. Bernhard. Vergleich parallelmessungsbasierter ( $\delta A_{(PM),i}$ , 1 Jahr) mit periodenmittelwertbasierten Terminanomaliedifferenzen ( $\delta A_{(P),i}$ , Zeitperioden siehe Text) .....	93
37. Vergleich von Dreiermittelunterschieden verschieden langer Mittelwertperioden, Gr. St. Bernhard. Vergleich parallelmessungsbasierter ( $\delta \bar{T}_{(PM)3}$ , 1 Jahr) mit periodenmittelwertbasierten Dreiermittelwertunterschieden ( $\delta \bar{T}_{(P)3}$ , Zeitperioden siehe Text) .....	94
38. Periodenbasierte, mittlere monatliche Korrekturgrössen, Gr. St. Bernhard, 1901 - 1924: $corr_{(H1 \rightarrow Z)(P),i}$ , gebildet aus der Terminanomaliedifferenz ( $\delta A_{(P),i}$ ) und dem Dreiermittelunterschied ( $\delta \bar{T}_{(P)3}$ ) .....	94
39. Terminanomaliedifferenzen, Dreiermittelunterschiede und Korrekturwerte zur Anpassung von Daten des Gr. St. Bernhard 1864 - 1924 an die Reihe 1925 - 1970 .....	95

40. Vergleich von periodenbasierten Dreiermitteldifferenzen $\delta\hat{T}_{(P)3}$ , Gr. St. Bernhard . .	96
41. Jahreszeitliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung der Dreiermitteldifferenz, Gr. St. Bernhard, 1901: Klimatologische Definition der Jahreszeiten . . . . .	97
42. Jahreszeitliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung der Dreiermitteldifferenz, Gr. St. Bernhard, 1901: Angepasste Definition der Jahreszeiten . . . . .	97
43. Korrekturwerte für Monatsmittel der Temperatur auf dem Gr. St. Bernhard, 1965 - 1981, infolge einer Thermographenaberration (nach SCHÜEPP) . . . . .	98
44. Genf-Observatorium, Vierermittel der Lufttemperatur . . . . .	116
45. Gr. St. Bernhard, Vierermittel der Lufttemperatur . . . . .	120

## Zusammenfassung

Die Vergleichbarkeit klimatologischer Zeitreihen untereinander kann durch die Herstellung von möglichst viel *Eigenkonsistenz* hergestellt werden (strukturelle Homogenität der Daten, vgl. Anhang 1). Exemplarisch wird die Tagesamplitude der Lufttemperaturmessungen von Genf-Observatorium und von Gr. St. Bernhard anhand der *Terminanomalie* (Anomalie der mittleren Einzelmessung gegenüber dem Tagesmittel) je in eine einheitliche, durch eine Instrumentenaufstellung bedingte Form gebracht. Mit der Herstellung einer solchen Eigenkonsistenz erreicht man einen derart hohen Grad an Qualität der Daten, dass für weitere Untersuchungen der Aufwand einer zusätzlichen Homogenisierung kaum eine wesentliche Qualitätssteigerung bringt. Es zeigt sich, dass die Terminanomalie einen beachtlichen Anteil an monatlichen Korrekturwerten ausmacht.

Qualitativ verschieden ausgebildetes Datenmaterial (plausibles und homogenes Material), welches zudem aus diversen Klimakammern der Schweiz stammt, kann unter Voraussetzung der Quasikonstanz (kleine und vergleichbare Varianz der Messunterschiede, vgl. Anhang 1) und in z-transformierter Form für klimatologische Untersuchungen gemeinsam verwendet werden.

Mit graphischer Hilfe, Korrelationsrechnung und  $\chi^2$ -Test kann gezeigt werden, dass die Kumulierung und Standardisierung der Temperaturabweichung vom linearen Gesamttrend einer Zeitperiode (Trendanomalie) in graphischer Darstellung die 'Spur' der Entwicklung dieses Gesamttrends aufzeigt.

Eine qualitative Analyse seiner Entwicklung ist durch die gemeinsame Einschätzung der *Varianz kumulierter Summen standardisierter Elemente der Anomalienreihe* statistisch möglich. Teiltrends lassen sich aufgrund des Produktes aus standardisiertem Teilreihenmittelwert multipliziert mit der Teilreihenlänge und durch den aus der Standardnormalverteilung ableitbaren Vertrauensbereich qualitativ einschätzen. Gleichzeitig ist die Darstellung der Trendentwicklung durch die kumulierten Summen der Trendanomalien ein geeignetes Mittel, ihre quantitativen Ausschläge sichtbar zu machen.

Die *Trendanomalieentwicklung der Lufttemperatur* über der Schweiz von 1864 bis 1990 (Gebietsmittelwerte) zeigt mittlere jahreszeitliche und monatliche Charakteristiken, die durch Kurvenzüge von drei Jahreszeiten mit mehr oder weniger Gleichlauf zur jährlichen Bewegung ausgezeichnet sind. Die Entwicklung der winterlichen Trendanomalie über der Schweiz ist mit kleinerer Variabilität ausgestattet, als jene der andern Jahreszeiten. In Bezug zum Temperaturtrend der andern Jahreszeiten verläuft ihre Entwicklung ab ca. 1890 meist in ausgeprägt umgekehrter Weise. Das bedeutet insgesamt eine etwas vergrösserte Jahresamplitude, kontinentalere Temperaturverhältnisse. Umgekehrt liegen Jahres- und Sommertrendentwicklung von etwa 1920 bis 1950 durchwegs unter der mittleren Gesamttrendentwicklung der Temperatur über der Schweiz. Die Wintertrendanomalien zeigen in besagter Zeit höhere und normale Werte bezüglich dem mittleren Gesamttrend. Die Jahresamplitude ist durch die tieferen Sommer- und höheren, bis normalen Winterwerte der Trendanomalie mit kleineren Beträgen versehen. Somit haben in dieser Zeit mehr ozeanische Verhältnisse des Temperaturregimes geherrscht, verglichen mit Vor- und Nachfolgejahren.

Mit Hilfe der Varianzbeschreibung für Einzelelemente kumulierter, standardisierter Variablenreihen aus  $N(0, s_n)$  kann für alle Stellen  $n$  einer Reihe mit  $N$  Elementen  $\{n: n \in N\}$  ein Vertrauensbereich ihres Auftretens definiert werden. Dies erlaubt das Aufzeigen eines Bereiches für die Gesamtreihe, in dem sich die Reihenelemente mit bestimmter Wahrscheinlichkeit bewegen, und diesen übertreten dürfen.

Für alle in der Klimatologie benutzten Testmethoden, welche kumulierte, standardisierte Terme als Testgrösse verwenden, erscheint es sinnvoll, *mehr Elemente als nur die Maximalauslenkung der Testgrösse zu beurteilen*. Es hat sich nämlich gezeigt, dass völlig natürliche Phänomene, - wie die hier beschriebene Trendanomalie der Temperatur -, in der Lage sind, Bewegungen solcher Testgrössen derart zu bewirken, dass fälschlicherweise Dateninkonsistenzen vermutet oder gar signifikant angezeigt werden können. Wir schlagen deshalb vor, sämtliche Elemente von Variablen, welche einen Vertrauensbereich kumulierter, standardisierter Reihenelemente in gewissen Proportionen zur Reihenlänge überschreiten, einer Beurteilung ihres signifikanten Vorkommens inner- oder ausserhalb eines Sicherheitsbereiches zu unterziehen (vgl. Tabelle 15).

## Summary

The comparability of different climatological series is enabled by the production of as much *inner consistency* as possible (structural homogeneity of the data, cf. appendix 1). For example, the daily amplitude of the air temperature measurements of the Geneva observatory and of the Gt. St. Bernhard are brought to a unified form by a normed set-up of instruments and according to the *time anomaly* (the discrepancy between the average measurements and the daily mean). By producing such an inner consistency, the quality of the data obtained is so high that additional homogenisation for further research hardly increases the quality. The time anomaly is shown to make up for a substantial part of the monthly corrections.

Data of different quality (plausible, homogenous data) from various climatic regions of Switzerland can be used together in z-transformed form for climatological research under the condition of quasiconstancy (small and comparable variance of the difference in the measurement, cf. appendix 1).

With graphical aid, correlation calculation and  $\chi^2$ -Test the accumulation and standardisation of the temperature deviation from the linear trend of a time period (trend anomaly), a 'trace' of the development of this trend can be shown on a graph.

A qualitative analysis of the development is statistically possible with a common estimate of the *variance of cumulative sums of standardised elements of the anomaly series*. Partial trends can be estimated qualitatively based on the product of the standardised mean of partial series multiplied by the length of the partial series and the confidence limits deduced from the standard normal distribution. The representation of the trend development with the cumulative sums of the trend anomaly is a suitable means to show the quantitative deflexions.

The *trend anomaly development of the air temperature* over Switzerland from 1864 to 1990 (regional averages) shows average seasonal and monthly characteristics, which are marked by curved lines of three seasons with more or less the same features as the annual curve. The development of the winter trend anomaly over Switzerland shows a smaller variability than that of the other seasons. In relation to the temperature trend of the other seasons the development from roughly 1890 runs mostly in a markedly opposite fashion. This means an overall slightly enlarged annual amplitude, i.e. more continental temperature conditions. In contrast, the annual and summer trend development from 1920 to 1950 lies below the average total trend development of the temperature over Switzerland. The winter trend anomalies show higher and normal values for the same period in relation to the average total trend. The annual amplitude is reduced by the lower summer and higher to normal winter values of the trend anomaly. The resulting temperature regime in this period was more oceanic compared to the years before and after.

With the aid of variance description for single elements of cumulative standardised variable-series out of  $N(0, s_n)$  a confidence area of its appearance can be defined for every  $n$  in a series with  $N$  elements  $\{n: n \in N\}$ . This enables the display of an area for the total series within which the elements of the series move with defined probability and without which they may appear.

For all test methods used in climatology which apply cumulative standardised terms as test values it appears sensible to *judge more elements than just the maximum range of the test values*. It has been shown that totally natural phenomena - as the here described temperature trend anomaly - are capable of influencing movement of test values in such a manner that data inconsistency is falsely assumed or even significantly shown. We therefore propose that all elements of variables which surpass the confidence limits of cumulative standardised elements of a series in certain proportion to the series length be subjected to an assessment of their significant appearance within or outside of a security area (cf. Table 15).



## Résumé

En créant un maximum de *consistance interne* (homogénéité structurelle des données, voir appendice 1), les séries climatiques peuvent être comparées entre elles. A l'aide de l'*anomalie synoptique* (anomalie de l'observation synoptique moyenne par rapport à la moyenne journalière), les amplitudes journalières de températures de l'air mesurées aux stations de Genève et du Grand St-Bernard sont uniformisées et mises dans une forme correspondant à l'emplacement des instruments. En créant une telle consistance interne, la qualité des données est haute au point qu'elle ne peut plus être améliorée par une homogénéisation supplémentaire lors d'examen supplémentaires. Il apparaît que l'anomalie synoptique constitue une part considérable des valeurs de correction mensuelles.

Dans le cadre d'études climatiques, il est possible d'utiliser du matériel de données hétérogène (matériel plausible et matériel homogène), qui provient de diverses chambres climatiques de Suisse, à condition cependant qu'il y ait quasi-constance (petite variance et variance comparable des différences de mesures, voir appendice 1) et que les données soient transformées en z.

A l'aide d'auxiliaires graphiques, du calcul de corrélation et du test  $\chi^2$ , on peut démontrer que le cumul et la standardisation de l'écart de température de la tendance générale linéaire d'une période (anomalie de tendance), présentée sous la forme graphique, indique la "trace" de l'évolution de cette tendance générale.

Statistiquement, une analyse qualitative de l'évolution de la tendance générale est possible grâce à l'évaluation simultanée de la *variance de sommes cumulées d'éléments standardisés de la série des anomalies*. La qualité des tendances partielles peut être évaluée à l'aide du produit résultant de la moyenne des séries partielles standardisée multipliée par la longueur des séries partielles et à l'aide de l'intervalle de confiance déduit de la répartition normale standard. En même temps, la représentation de l'évolution de la tendance par les sommes cumulées des anomalies de tendance est un moyen approprié pour mettre en évidence leurs valeurs quantitatives aberrantes.

L'évolution des anomalies de tendance de la température de l'air en Suisse pour la période de 1864 à 1990 (moyennes régionales) indique des caractéristiques moyennes saisonales et mensuelles qui se distinguent par des courbes de trois saisons plus ou moins parallèles à l'évolution annuelle. L'évolution de l'anomalie de tendance hivernale en Suisse se caractérise par une variabilité inférieure à celle des autres saisons. Par rapport à la tendance de la température des autres saisons, l'anomalie de tendance hivernale se caractérise par une évolution contraire à partir de 1890 environ. Il en résulte une amplitude annuelle légèrement plus grande, en d'autres termes des conditions de température à caractère plus continental. En revanche, l'évolution de tendance générale moyenne et estivale entre 1920 et 1950 est sans exception inférieure à l'évolution de tendance générale moyenne de la température en Suisse. Au cours de la période précitée, les anomalies de tendance hivernales montrent des valeurs plus élevées et normales comparées à la tendance générale moyenne. L'amplitude annuelle se distingue par des valeurs plus petites en raison des valeurs estivales plus basses et des valeurs hivernales plus élevées à normales de l'anomalie de tendance. Par rapport aux années précédentes et suivantes, des conditions plus océaniques du régime de température se sont donc manifestées.

Un intervalle de confiance de leur occurrence peut être défini pour tous les éléments n d'une série à éléments N  $\{n:n \in N\}$  à l'aide de la description de la variance d'éléments individuels de séries de variables cumulées et standardisées de  $N(0, s_n)$ . Ceci permet de mettre en évidence un domaine de la série globale dans lequel se trouvent les éléments de série avec une probabilité définie; les éléments de série peuvent sortir de ce domaine.

Pour ce qui concerne les tests utilisés en climatologie faisant appel aux termes cumulés et standardisés en tant que valeurs test, il paraît judicieux de ne pas limiter l'analyse à l'écart maximum de ces valeurs test. Il apparaît que des phénomènes tout à fait normaux tels que l'anomalie de tendance de la température décrite ci-dessus peuvent être à l'origine de mouvements des valeurs test précitées en sorte que des inconsistances de données sont présumées voire indiquées de manière significative. Nous proposons donc d'analyser tous les éléments des variables dépassant un intervalle de confiance d'éléments

de série cumulés et standardisés dans une certaine proportion à la longueur de série, en vue de leur occurrence significative à l'intérieur et à l'extérieur du domaine de sécurité (voir tableau 15).

## Riassunto

La raffrontabilità delle sequenze cronologiche climatologiche può essere ottenuta realizzando il massimo grado possibile di *coerenza propria* (omogeneità strutturale dei dati, cfr. appendice 1). Per esempio, l'ampiezza giornaliera delle misurazioni riguardanti le temperature dell'aria rilevate dall'osservatorio di Ginevra e del Gran San Bernardo sulla scorta *dell'anomalia di termine* (anomalia della singola misurazione media rispetto al valore medio del giorno) viene di volta in volta convertita in una forma unitaria, prodotta da una compilazione strumentale. Con la realizzazione di questa coerenza propria, i dati ottenuti vengono a essere di qualità talmente alta che il ricorso ad un'ulteriore omogeneizzazione per renderli accessibili ad altre ricerche non potrebbe più produrre alcun ulteriore miglioramento di rilievo del loro livello qualitativo. L'anomalia di termine risulta incidere infatti considerevolmente sulla quota di valori di correzione mensili.

I dati ottenuti con procedimenti qualitativi diversi tra loro (dati plausibili e dati omogenei), provenienti per di più da diversi rilevatori climatici distribuiti sul territorio svizzero, possono essere utilizzati tutti insieme per le ricerche climatologiche purché sia presente il requisito della quasi-coerenza (varianza contenuta e raffrontabile delle differenze di misurazione, cfr. appendice 1) e i dati siano in forma z-trasformata.

Attraverso un grafico, un calcolo di correlazione e un test  $\chi^2$  è possibile mostrare che la cumulazione e standardizzazione della divergenza di temperatura rispetto alla tendenza lineare generale di un dato periodo (anomalia di trend), nella rappresentazione grafica, dà luogo alla 'traccia' dello sviluppo di questa tendenza generale.

L'analisi qualitativa del suo sviluppo è consentita dalla valutazione complessiva della *varianza delle somme cumulate riguardanti gli elementi standardizzati della sequenza di anomalie*. Le tendenze parziali possono essere valutate sul piano qualitativo grazie al prodotto dato dal valore medio standardizzato delle sequenze parziali moltiplicato per la lunghezza delle sequenze parziali e attraverso l'area di attendibilità derivabile dalla distribuzione normale standard. Nel contempo, la rappresentazione dello sviluppo della tendenza attraverso le somme cumulate delle anomalie di trend costituisce un mezzo adeguato per visualizzare le loro ampiezze quantitative.

*Lo sviluppo dell'anomalia di trend della temperatura dell'aria* sulla Svizzera dal 1864 al 1990 (medie regionali) presenta caratteristiche stagionali e mensili medie che sono evidenziate con curve di tre stagioni con andamento più o meno parallelo a quello annuale. Lo sviluppo dell'anomalia di trend invernale sulla Svizzera presenta una variabilità più ridotta rispetto a quella delle altre stagioni. Riguardo al trend della temperatura delle altre stagioni, il suo sviluppo ha un andamento che presenta una spiccata inversione di tendenza a partire dal 1890 circa. Questo significa, nel complesso, un'ampiezza annuale leggermente aumentata, con rapporti di temperatura continentali. Al contrario, lo sviluppo del trend annuale e di quello estivo dal 1920 al 1950 circa appare sempre al di sotto dello sviluppo del trend complessivo medio della temperatura sulla Svizzera. Nel periodo preso in esame, le anomalie di trend invernali sono caratterizzate da valori superiori e normali rispetto al trend complessivo medio. L'ampiezza annuale presenta cifre ridotte per effetto dei valori estivi più bassi e di quelli invernali più alti o normali riguardanti l'anomalia di trend. In confronto agli anni precedenti e a quelli successivi, questo periodo quindi è stato caratterizzato da una prevalenza di condizioni oceaniche del regime di temperatura.

Attraverso la descrizione della varianza per singoli elementi di sequenze di variabili cumulate e standardizzate di  $N(0, s_n)$ , per tutti i punti  $n$  di una sequenza con elementi  $N \{n: n \in N\}$  può essere definita un'area di attendibilità della loro comparsa. Questo consente di mostrare un'area per la sequenza complessiva nella quale gli elementi di sequenza si muovono con un certo grado di probabilità, potendolo superare. Per tutti i metodi di test usati in climatologia che, come grandezze di test, impiegano termini cumulati e standardizzati, appare opportuno *non limitare la valutazione soltanto alla deviazione massima della grandezza di test*. Si è visto infatti che i fenomeni completamente naturali come l'anomalia di trend della temperatura qui descritta sono in grado di produrre movimenti di grandezze di test in misura tale da far supporre, erroneamente, se non addirittura rilevare in modo significativo, un'incoerenza dei dati. Propo-

niamo quindi che tutti gli elementi di variabili, che rispetto alla lunghezza della sequenza superano, in determinate proporzioni, un'area di attendibilità di elementi di sequenza cumulati e standardizzati, siano sottoposti a una valutazione della loro presenza significativa all'interno o all'esterno di un'area di sicurezza (cfr. Tabella 15).

## 1. Einleitung

Die Klimatologie erhält in zunehmendem Masse grosse Mengen quantitativen Materials zur Beschreibung der Zustände und Abläufe in der Atmosphäre. Die globale Erfassung klimatologischer Vorgänge lässt dem Raum eine immer grössere Bedeutung zukommen. Denn die quantitativen Daten werden nach wie vor meistens als Punktmessungen an mehreren Orten erhoben, welche als repräsentativ gelten für einen bestimmten Raum. Der Klimatologie steht die Aufgabe zu, diese räumliche Information in geeigneter Weise zu verwerten. In heutiger Zeit werden von dieser Auswertung meistens Antworten auf Klimaänderungsfragen erwartet.

Eine vollständige *klimatologische Bearbeitung* beinhaltet grundsätzlich die Schilderung des mittleren Zustandes, der Schwankung oder Variation und die Darstellung des typischen Ablaufes, der Entwicklung eines Klimaphänomenes. Die Diskussion des Zustandes und der Klimavariabilität scheint heute schwergewichtig zugunsten der mit Klimamodellen gemachten Projektionen in die Zukunft ausgerichtet zu sein. Eine ausgewogene und vollständige klimatologische Bearbeitung beschäftigt sich auch im drittgenannten Bereich, der Schilderung des Ablaufes oder der Entwicklung von Klimagrössen, mit vergangenen und aktuellen Zeitabschnitten.

Die *Verwertung quantitativer Daten* geschieht hauptsächlich mit mathematischen und statistischen Rechentechneiken. Im Laufe der Zeit wurde die Zahl durch graphische Ausdrucksmittel ergänzt, noch nicht ersetzt. Heute spielen Statistik und Graphik eine wesentliche Rolle um Zusammenhänge durchschaubar darzustellen. Gewisse Beziehungen können gar nur mit graphischen Mitteln einsichtig genug aufgezeigt werden. Die Graphik wird als weniger genau bezeichnet. Als Vorteil kann der Umstand gelten, dass sie Wesentliches hervortreten lässt und eine Aussage in verdichteter Form vorlegen kann. Statistische Methoden werden mit unterschiedlicher Transparenz angewendet, liefern aber gute, zahlenmässige Beurteilungs- und Entscheidungskriterien für Daten und Zusammenhänge.

Um eine vollständige klimatologische Bearbeitung realisieren zu können, ist die *Vergleichbarkeit der Information* herzustellen. Vergleichbarkeit im klassisch klimatologischen Sinne umfasst jene der Beobachtungs- und Messmethode, des Messzeitpunktes, von Korrektur- und Homogenisierungsmethode etc. Sind solche Forderungen nicht oder nur schwer erfüllbar, müssen Wege gesucht werden, diese Schwierigkeiten möglichst ohne Informationsverlust umgehen zu können. Dies kann auch bedeuten, dass mit statistischen Mitteln signifikant aufgezeigt wird, dass trotz gewisser Schwierigkeiten verschieden geprägtes Datenmaterial für die Herstellung eines klimatologischen Resultates verwendbar ist.

Wir möchten einen Beitrag leisten zur Schilderung der Entwicklung einer Klimagrösse vergangener bis heutiger Zeitabschnitte. Aus verschiedenen Gründen wählen wir die Entwicklung des Temperaturtrends über der Schweiz. Der lineare Trend der Temperatur wird häufig in der Klimaänderungsdiskussion verwendet und verstanden als genügende, grundsätzliche Einschätzung der Temperaturvariation über längere Zeitperioden und grösseren Landflächen. Er gibt Auskunft über den Grad der Temperaturänderung pro Zeiteinheit. Eine qualitative Analyse des Trends und seiner Entwicklung in den betrachteten Zeitabschnitten ist meist in prosaischer Form beigefügt.

Auf der Grundlage von graphischen Eindrücken möchten wir zusammen mit einigen mathematisch-statistischen Überlegungen ein Instrument finden, welches die Entwicklung des Temperaturtrends für eine längere Zeitperiode und einen grösseren Raum darstellt und beurteilt. Damit wir dies erreichen, bedarf es geeigneter Datensätze und Methoden.

Für die Verwendung klimatologischer Daten stellen wir uns auf den Standpunkt, dass es möglichst unveränderte, qualitativ einwandfreie Messungen sein müssen. Gewisse Eingriffe in das Datenmaterial sind bekanntlich unvermeidbar. Damit charakteristische Eigenheiten eines Datensatzes nicht mit Fremdeinflüssen anderer Daten vermischt werden, möchten wir die *Eigenkonsistenz* des verwendeten Materials betonen. Das heisst genauer, mit Hilfe von Zusammenhängen aus dem Informationsmaterial über einen einzelnen Messort die strukturelle Homogenität der Daten desselben betrachteten Messortes herzustellen (Homogenität des Messaufbaus einer Station über die gesamte Messdauer wahren, bzw. herstellen). Das Verlangen nach Originalität, Qualität und der Vergleichbarkeit der Daten scheint einen Widerspruch zu bilden. Eigenkonsistenz und Homogenitätsprüfung anhand von Vergleichsreihen bilden die Grundlage für diesen scheinbaren Widerspruch. Im Laufe der Ausführungen zeigen wir, dass man mit dem Ansinnen der Eigenkonsistenz und entsprechenden Daten qualitativ hochstehende Reihen erhalten kann.

Konkret benutzen wir dazu Messungen der Lufttemperatur von 10 schweizerischen Datenreihen (Monatsmittelwerte). Die Tagesamplitude der Lufttemperatur wird zur Herstellung der Eigenkonsistenz der beiden Zeitreihen Genf-Observatorium und Gr. St. Bernhard benutzt. Die Struktur monatlicher Korrekturbeträge kann damit beispielsweise näher beleuchtet werden.

Weiter demonstrieren wir anhand von statistischen Überlegungen, dass eine Homogenisierung von Datenmaterial nicht in jedem Fall eine signifikante Verbesserung der klimatologischen Aussage bewirkt. Ebenso gehen wir auf die Frage ein, ob heute weit verbreitete Homogenisierungstests in gewissem Sinne eine erweiterte statistische Gültigkeit ausdrücken könnten.

Anhand einiger mathematisch-statistischer Eigenschaften kumulativer Summen beschreiben wir das Verhalten der Temperatur gegenüber dem allgemeinen Temperaturtrend während der Periode 1864 bis 1990. Ob das Arbeiten mit kumulativen Summen eine andere Sicht auf die Anwendung und Ausprägung gewisser Homogenitätstests bieten kann, wird ebenfalls kurz angesprochen. Kumulative Summen werden in verschiedenen Wissenschaften als verbreitete Instrumente zur Beschreibung von Naturphänomenen beigezogen (Biologie, Phänologie: Temperatursummen zur Bestimmung der Eierablage von Insekten, des Blütezeitpunktes von Pflanzen; Glaziologie: Massenbilanz von Gletschern, etc.). In der Klimatologie war die kumulative Summenbildung stark verbreitet. Im Zusammenhang mit Energieüberlegungen werden heute noch Temperatursummen während der Heizperiode berechnet, Niederschlagssummenbildung kann von wirtschaftlichem Interesse sein (Elektrizitätswerke, Stauseen), doch allgemein werden komplexere statistische Methoden zur klimatologischen Analyse bevorzugt. Ein instruktives, konkretes Beispiel für die Anwendung der kumulativen Summenbildung in der Klimatologie findet sich in einer rezenten Untersuchung über die Charakteristiken jahreszeitlicher und interannueller Variabilität von Aktionszentren über dem Atlantik (MÄCHEL [25, 1998]).

Im Zusammenhang mit aufzuzeigendem mathematischem Hintergrund kumulativer Summen interessiert uns somit die Darstellungs- und Beurteilungsmöglichkeit der Entwicklung der hochfrequenten Temperaturvariation, welche dem linearen Trend über einer grösseren Landfläche und einer längeren Zeitperiode überlagert ist.

## 2. Daten und Untersuchungsgebiet

Das verwendete Datenmaterial besteht aus Monatsmittelwertreihen der Lufttemperatur einiger schweizerischer Stationen. Die Daten stammen von Messstationen aus verschiedenen Klimaregionen der Schweiz nach SCHÜEPP & GENSLER [37, 1980] (Figur 1). Die Messreihen wurden für den Zeitraum von 1901 bis 1970 durch SCHÜEPP homogenisiert und in dieser Form aus der Klimadatenbank der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt verwendet. Ab 1971 wurde der Messzeitpunkt der Abendbeobachtung, nach dem Einsatz des automatischen Messnetzes in der Schweiz auch die Messzeitpunkte der Morgen- und Mittagbeobachtung, zeitlich leicht verschoben. Für diese Periode werden die mittleren monatlichen Tagesmittel nach speziellen Formeln berechnet, entsprechen aber der vor 1971 in der Schweiz üblichen 'Vierermittelbildung'<sup>1</sup> (Definitionen im Anhang 1).

Die Datenreihen sind als Monatswertreihen von 1901 bis 1970, und in zwei Fällen von 1864 bis 1990, in ihrer homogenen Form vorliegend (Tabelle 1 und Anhang 14, Hinweise auf Korrekturbeträge in Anhang 13). Es wird absichtlich nur eine Untermenge der Datenreihen voll homogenisiert, um den statistischen Unterschied zwischen der Trendentwicklung unvollständig homogenisierter (plausibler Daten) und homogener Daten beleuchten zu können. Im Falle der plausiblen Daten darf vermerkt werden, dass die Metadatenammlung für die Zeit nach der Automatisierung (ca. ab 1980, stationsweise verschieden) in keinem Fall die Datenqualität gravierend beeinflussende Ereignisse enthält (MUTATIONSBELEGE [28, o.J.]). Die Datenreihe von Bern wurde im Rahmen eines Nationalen Forschungsprojektes derart homogenisiert, dass sie der Messung einer automatischen Station, zu den heute üblichen, in die Datenbank eingebrachten Messzeitpunkten entspricht (BAUDENBACHER [5, 1997]). Diese Daten müssen für unsere Zwecke und entsprechend der langjährigen Praxis in der Klimamessung<sup>2</sup>, angepasst werden. Für den Zeitabschnitt von 1864 bis 1900 werden plausible Daten in ihrer Originalfassung verwendet. Weitergehende Korrekturen werden nicht angebracht.

Tabelle 1: Übersicht der verwendeten Datenmaterialien.

Station	$\varphi$	$\lambda$	Höhe über Meer	Homogenität	Klimaregion nach SCHÜEPP & GENSLER [37, 1980]
Basel	47°33' N	7°35' E	317 m	1901 - 1970	1
Bern	46°57' N	7°26' E	572 m	1864 - 1990 <sup>3</sup>	4
Neuenburg	47°00' N	6°57' E	487 m	1901 - 1970	5
Genf-Observatorium	46°12' N	6°09' E	405 m	1864 - 1990	5
Gr. St. Bernhard	45°50' N	7°10' E	2479 m	1864 - 1990	12
Lugano	46°00' N	8°57' E	275 m	1901 - 1970	12
Altdorf	46°53' N	8°39' E	451 m	1901 - 1970	7
Davos	46°48' N	9°49' E	1588 m	1901 - 1970	9
Säntis	47°15' N	9°21' E	2500 m	1901 - 1970	6
Zürich	47°23' N	8°34' E	569 m	1901 - 1970	3

1. DE MONTMOLLIN beschreibt verschiedene, in Europa benutzte Mittelbildungsverfahren und ihre Lage zum wahren Tagesmittel [27, 1993].
2. Bereits vor Beginn dieses Jahrhunderts bis 1970 wurde in der Schweiz zu den drei Tageszeiten 07<sup>h</sup>30<sup>min</sup>, 13<sup>h</sup>30<sup>min</sup> und 21<sup>h</sup>30<sup>min</sup> gemessen und beobachtet (DE MONTMOLLIN [27, 1993]).
3. Die homogenen Terminmessungen werden den Zeitpunkten der Messung vor 1971 angepasst. Das Vorgehen ist im Text unter 2.1. näher erläutert (vgl. auch Anhang 2).

## 2.1. Bemerkungen zu den homogenisierten Daten von Genf und Gr. St. Bernhard

Von den beiden Datenreihen Genf-Observatorium (im Weiteren mit 'Genf' bezeichnet) und Gr. St. Bernhard existieren für die Zeit ab 1851 bis etwa 1925 umfangreiche Publikationen über Messungen, Beobachtungen und Metadaten (BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6, 1816ff.]). Zeitlich weiter zurück sind derartige Beschreibungen in der gleichen oder weiteren Quellen verfügbar (PLANTAMOUR [29 & 30, 1863 & 1876]). Deshalb wurden die beiden Datenreihen in der Schweiz schon früh bearbeitet (AMBÜHL [3, 1990a], SCHÜEPP [34 & 35, 1957 & 1961]).

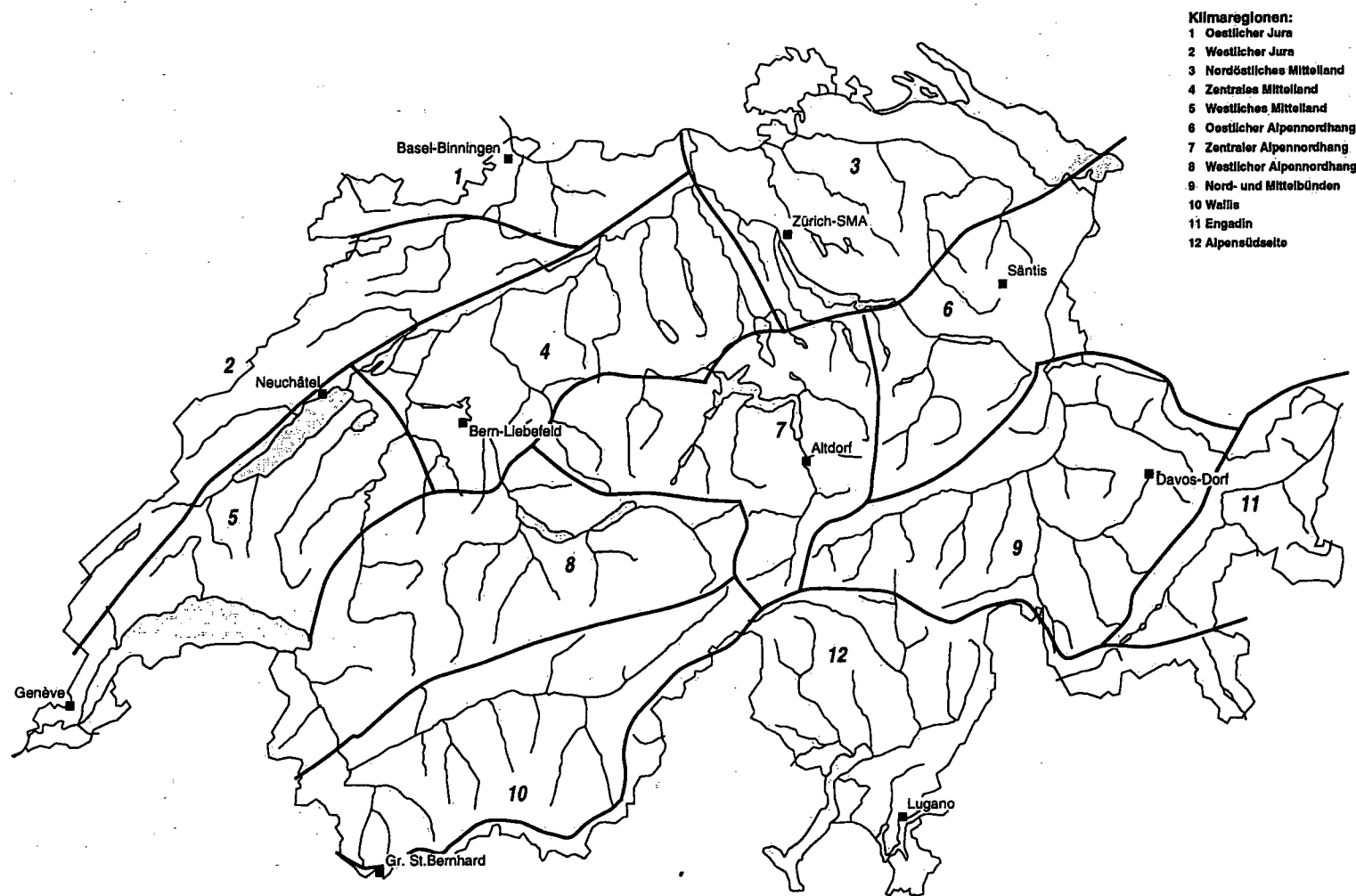
Da im Laufe der Zeit verschiedene Ansätze und teilweise Mischrechnungen<sup>1</sup> in die Bearbeitung der Monatsmittelreihen einfließen, versuchen wir zu den Wurzeln zurückzukehren. Das für Genf und den Gr. St. Bernhard vorliegende Datenmaterial erlaubt, die Monatsmittelwerte der Temperatur anhand von mittleren monatlichen 'Terminwertmessungen' auf das sogenannte 'Vierermittel' zu berechnen. Nebst dieser Form benutzen wir im Zusammenhang mit der 'Terminanomalie' das sogenannte 'Dreiermittel'. Diese häufig wiederkehrenden und weitere Begriffe sind im Anhang 1 definiert.

Die Vierermittelbildung ist in den entsprechenden Publikationen seit 1900 für Daten von Genf, ab 1901 für solche auf dem Gr. St. Bernhard verfügbar. Unsere Daten ab 1864 stammen für jeden regulären Beobachtungszeitpunkt beider Stationen aus besagten Publikationen (BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6 1816ff., Tabellen mit mittleren monatlichen Temperaturmessungen ausgewählter Tagesstunden]). Damit kann das mittlere monatliche Tagesmittel berechnet werden (Anhang 2). Um die zum exakten Zeitpunkt 7<sup>h</sup>, 13<sup>h</sup>, 21<sup>h</sup> gemessene Temperatur zur Bildung des Vierermittels zu erhalten, muss ebenfalls nach der Einführung des automatischen Messnetzes in der Schweiz aufgrund von Messwerten anderer Tageszeiten interpoliert werden (ca. ab 1980).

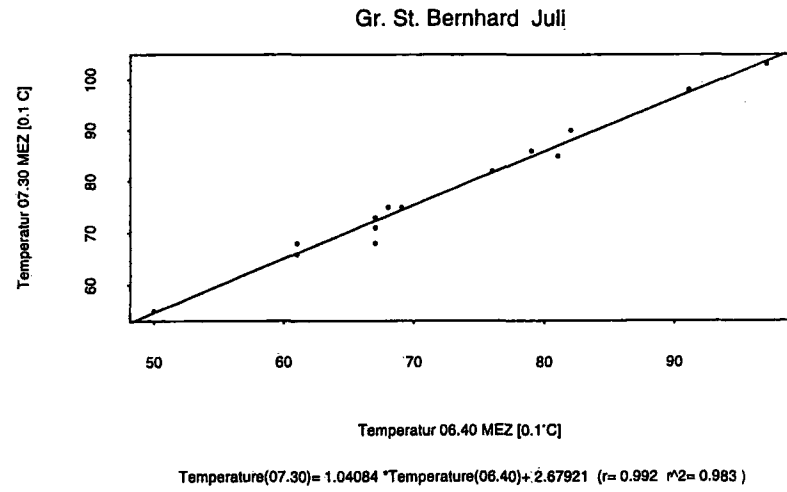
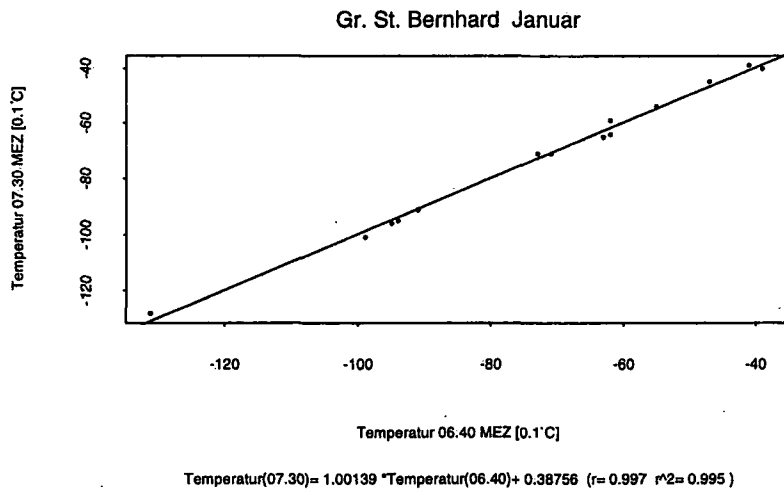
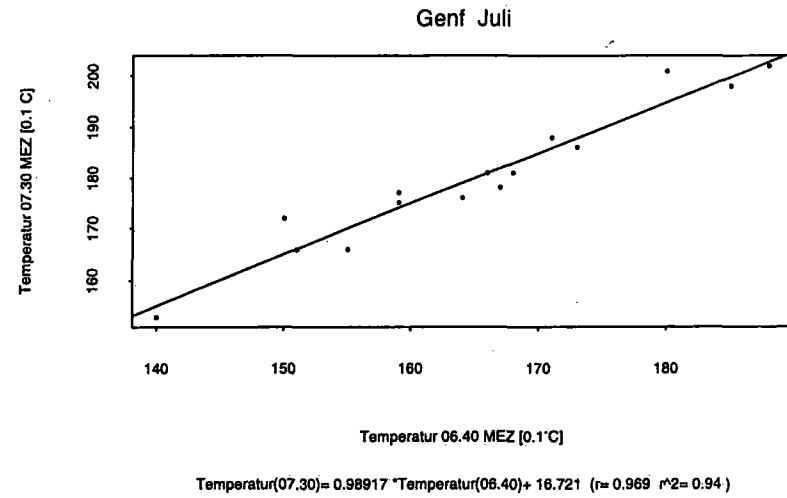
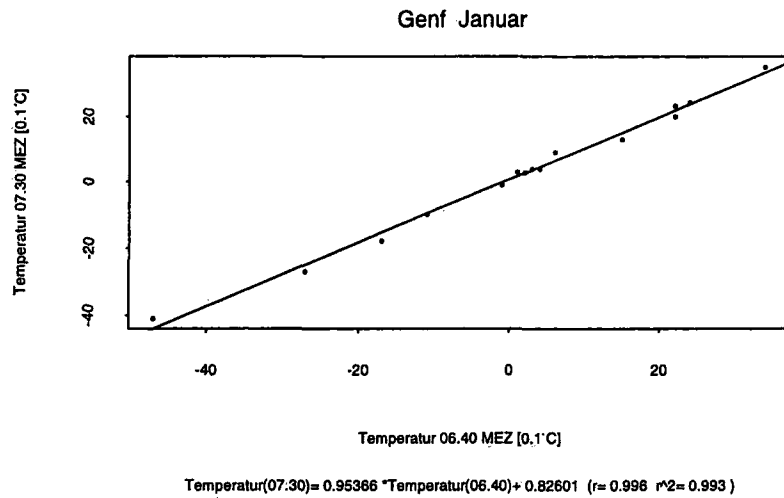
---

1. SCHÜEPP vermerkt beispielsweise zur Situation der Genferreihe: 'Bei der endgültigen Zusammenstellung der Reihe wurden daher die Durchschnitte der in den beiden Untersuchungen erhaltenen Monatsmittel als wahrscheinlichste Werte angenommen.' SCHÜEPP [34, 1957, Seite 7] ('... beiden Untersuchungen ...' spricht eine solche von AMBÜHL und eine von SCHÜEPP an. Anmerkung des Verfassers).

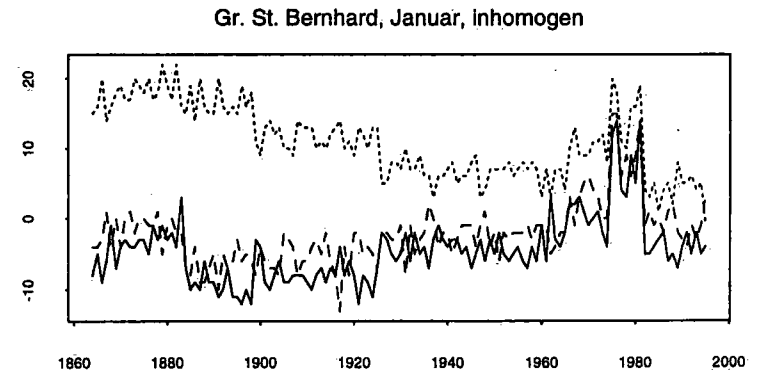
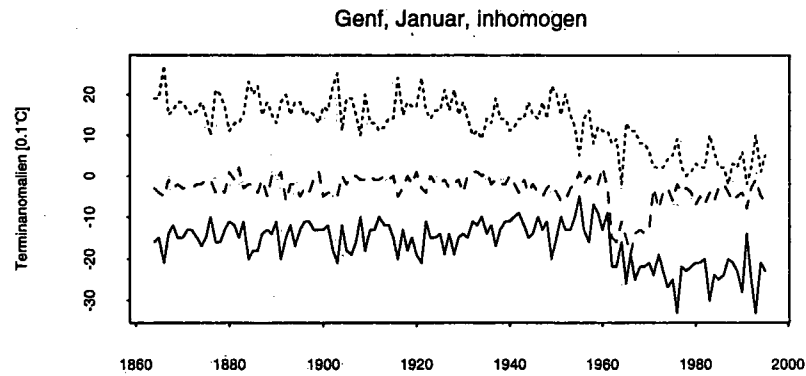




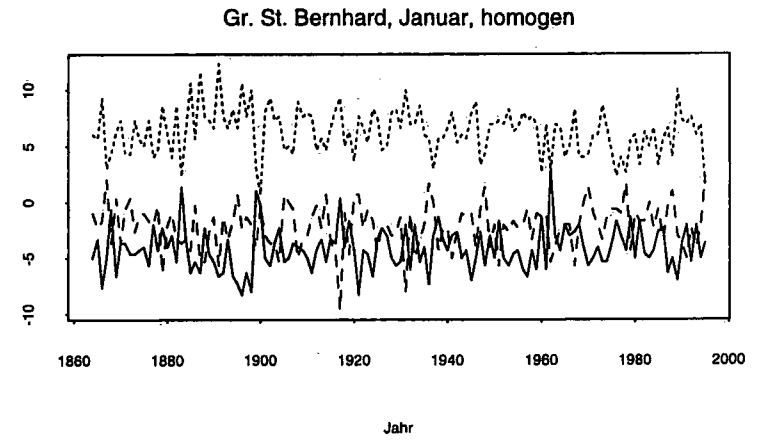
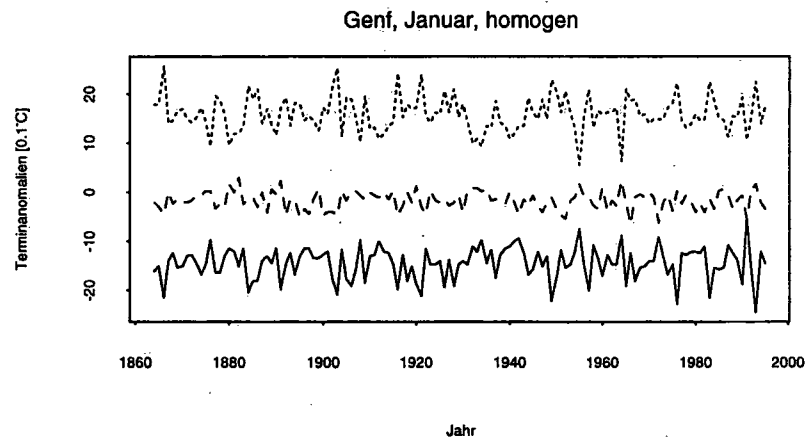
Figur 1: Lage der verwendeten Datenreihen und ihre Zugehörigkeit zu Klimaregionen nach SCHÜEPP & GENSLER [37, 1980].



Figur 2: Abhängigkeit eines zum regulären Messzeitpunkt gemessenen Monatsmittelwertes der Lufttemperatur (Ordinate) von einem tageszeitlich früher gemessenen Monatsmittelwert (Abszisse) im Januar und Juli, 1982 - 1995, Genf und Gr. St. Bernhard.



— Morgen­temperatur - Tagesmitteltemperatur  
 - - - - - Mittagtemperatur - Tagesmitteltemperatur  
 - - - - - Abendtemperatur - Tagesmitteltemperatur



Figur 3: Terminwertanomalien unhomogener und homogener Temperaturreihen, Genf und Gr. St. Bernhard, Januar, 1864 - 1990.

Dabei bietet sich die Möglichkeit an, aus den mittleren monatlichen Zehnminutenwerten benachbarter Zeitpunkte die Temperaturen der regulären Messzeitpunkte zu schätzen. Das Verfahren besteht in einer Regression von mittleren monatlichen Zehnminutenwerten der Temperatur ausserhalb der regulären Beobachtungszeit nach solchen der regulären Messzeit des gleichen Monats am gleichen Messort. Dies ist notwendig, da in der Klimadatenbank der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt meistens automatisch gemessene Werte der Zeitpunkte  $06^{\text{h}40^{\text{min}}}$ ,  $12^{\text{h}40^{\text{min}}}$  und  $18^{\text{h}40^{\text{min}}}$  abgespeichert werden. Im Anhang 3 sind die monatlichen Koeffizienten der Regressionsgleichung für zwei Stationen zu finden. Mit ihnen wird eine temperaturabhängige Korrektur von irregulären Terminwerten auf solche eines regulären Zeitpunktes möglich. Figur 2 stellt ein Beispiel monatlicher Zusammenhänge gemessener Temperaturen unterschiedlicher Messzeitpunkte dar. Folgende Relationen werden zur Bildung interpolierter Terminmittel benutzt:

Tabelle 2: Zusammenstellung über Regressionen von Temperaturmessungen regulärer Messzeitpunkte gegen Temperaturmessungen irregulärer Messzeitpunkte. Genf und Gr. St. Bernhard, 1971 - 1995.

Station	Zeitraum	abhängige Variable y Temperaturen von ...	unabhängige Variable x Temperaturen von ...
Genf	1971 - 1979	$07^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$06^{\text{h}45^{\text{min}}}$
		$13^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$12^{\text{h}45^{\text{min}}}$
		$21^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$18^{\text{h}45^{\text{min}}}$
	1980 - 1995	$07^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$06^{\text{h}40^{\text{min}}}$
		$13^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$12^{\text{h}40^{\text{min}}}$
		$21^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$18^{\text{h}40^{\text{min}}}$
Gr. St. Bernhard	1971 - 1981	$21^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$19^{\text{h}30^{\text{min}}}$
	1982 - 1995	$07^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$06^{\text{h}40^{\text{min}}}$
		$13^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$12^{\text{h}40^{\text{min}}}$
		$21^{\text{h}30^{\text{min}}}$ regrediert gegen	$18^{\text{h}40^{\text{min}}}$

Eine Bereicherung der Untersuchung besteht in der Analyse der Anomalie der mittleren monatlichen Einzelbeobachtung zum mittleren monatlichen Tagesmittel, der 'Terminanomalie' (vgl. Anhang 1). Darunter verstehen wir die Differenz zwischen einem mittleren monatlichen Terminwert und dem monatlich gemittelten Tagesmittel, hier in der Regel das Dreiermittel  $\bar{T}_3$ , also:  $\Delta T_i - \bar{T}_3$  mit  $i = 1 \dots 3$ ; 1=Morgen-terminwert, 2=Mittagterminwert, 3=Abendterminwert. Dieser Indikator bleibt bei unveränderter Aufstellung und Ablesung der Instrumente konstant (Figur 3, Genf: besonders der Zeitabschnitt von 1894 bis 1942). Die Konstanz kann direkt von der kleinen Streuung, etwa  $0.1^\circ\text{C}$ , abgeleitet werden (Anhang 4). Das bedeutet, dass im Zuge einer Homogenisierung oder nach einer Interpolation von Temperaturwerten zeitlich irregulärer Zeitpunkte auf die reguläre Messzeit, dieser Indikator den mittleren, konstanten Wert der Gesamtreihe aufzeigen müsste. Wenn für die Interpolation von Temperaturen der regulären Messzeit der Station A Messungen einer benachbarten oder Fortsetzungsstation B verwendet werden müssen, liegen diese mittleren Einzelwerte beider Stationen mit grosser Wahrscheinlichkeit anders um das Tagesmittel verteilt vor. Der Grund liegt im Expositionsunterschied beider Aufstellungen. Wird eine lange Zeitreihe einer Station homogenisiert, werden meistens Abschnitte verschiedener Terminwertanomalie aneinander gereiht. Ein wirklich homogener Datensatz wird für diese Anomalie einen konstanten Wert über den gesamten betrachteten Zeitbereich ausweisen. Durch die Verwendung von Daten mit verschobener Lage bezüglich dem regulären Zeitpunkt der Temperaturmessungen kann nach der Mittel-

wertbildung ein zu hoher oder zu tiefer Mittelwert entstehen. Wenn mehrere Abschnitte einer Datenreihe mit verschieden ausgeprägten Terminwertanomalien ohne Korrektur im Gebrauch sind, werden durch die damit verbundenen, meist mehrjährigen, leichten Mittelwertverschiebungen künstlich 'Klimaänderungen' produziert. Untersuchungen solcher Sachverhalte sind nur mit Datenmaterial möglich, welches über mehrere tägliche Einzelmessungen verfügt. Die beiden Datenreihen Genf und Gr. St. Bernhard sind derart aufbereitet, dass die mittleren monatlichen Terminwerte betrachtet werden können.

In Genf wurde viele Jahre lang eine Wetterhütte verwendet, welche dem 'WILD'schen' Typ ähnlich ist, jedoch aus einer Holzkonstruktion bestand<sup>1</sup> (GAUTIER & TIERCY [16, 1930, Bild VII]). Es handelte sich um eine Konstruktion, die unter dem Namen 'Französische Hütte' damals bekannt war. Diese Aufstellung datiert wahrscheinlich aus den 1820er Jahren (PLANTAMOUR [29, 1863, Seite 1]) und erfuhr 1893 eine Änderung in Form einer grossen Holzjalousie, welche bis in die 1950er Jahre erhalten blieb (GAUTIER & TIERCY [16, 1930, Bilder XIX & XXI], Hinweis auf Änderung in KAMMERMANN [21, 1895, Seite 5]). Für eine Beschreibung der mittleren täglichen Temperaturvariation von 1826 bis 1875 stand PLANTAMOUR somit einheitliches Datenmaterial zur Verfügung (PLANTAMOUR [30, 1876]). Wir hingegen müssen die Reihe der Genferdaten auf eine einheitliche Aufstellung homogenisieren, da sie bis heute verschiedene Aufstellungen beinhaltet. Als Referenzperiode dient der Abschnitt mit der Jalousieabschirmung von 1894 bis 1942. Vergleiche zeigen, dass die Differenz zwischen  $\bar{T}_3$  und  $\bar{T}_4$  in der Periode mit hölzernem Strahlungsschutz (Jalousie, 1894 bis 1942) und in der sogenannten 'Englischen Hütte' (STEVENSON screen, 1957 bis 1961) praktisch identisch ist. Ein überaus zuverlässiger Beobachter, J. VALIER, führte von 1913 bis 1943 die Station. Seine exakte Arbeitsweise ist in der Geschichte des Genfer Observatoriums erwähnt (GAUTIER & TIERCY [16, 1930]). Die Metadatensammlung weist für die gewählte Zeitperiode wenig erhebliche Vermerke auf. Nach DE MONTMOLLIN [27, 1993] beträgt der Unterschied zwischen  $\bar{T}_3$  und  $\bar{T}_4$  für Genf 0.1 bis 0.2°C, wir stellen eine Differenz von 0.0 bis 0.1°C fest, allerdings für eine längere Zeitperiode als DE MONTMOLLIN zur Verfügung stand. Innerhalb des Rundungsfehlers betrachten wir die beiden Befunde als gleichwertig.

Tabelle 3: Differenz zwischen  $\bar{T}_3$  und  $\bar{T}_4$  in Genf 1981 - 1990 (nach DE MONTMOLLIN [27, 1993]) und 1894 - 1942 [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1981-1990	1	1	1	1	2	3	2	2	2	2	2	1
1894-1942	0	0	0	0	1	2	1	1	1	1	1	1

Die Jahre nach 1943 weisen verschiedene wichtige Abschnitte auf: 1943 bis 1956 ist als unsicher bezüglich der exakten Einhaltung der Messzeitpunkte bekannt (GAUTIER & TIERCY [16, 1930, Kapitel über Concièrges]), 1957 bis 1961 Messung in der Englischen Hütte auf Observatoriumsgelände, 1962 bis 1970 müssen Daten der Station Genf-Cointrin verwendet und auf den Standort Observatorium reduziert werden (Anhang 5), 1971 bis 1979 fand die Abendbeobachtung um 18<sup>h</sup>45<sup>min</sup> statt und ab 1980 lagen die regulären Messzeitpunkte bei 06<sup>h</sup>40<sup>min</sup>, 12<sup>h</sup>40<sup>min</sup> und 18<sup>h</sup>40<sup>min</sup>. Die Terminanomalien dieser verschiedenen Messabschnitte und -zeitpunkte werden an die Ausprägung der Terminanomalie von 1894 bis 1942 angepasst (Anhang 6). In Tabelle 4 finden sich die mittleren Terminwertanomalien für Genf von 1826 bis 1875 nach PLANTAMOUR [30, 1876] und jene der sich ergebenden, homogenen Datenreihe über den Zeitraum von 1864 bis 1990.

1. Die WILD'sche Hütte besteht aus einer eisernen Hüttenkonstruktion, welche vom Schweizer Meteorologen H. WILD entworfen wurde. Sie ist gegen Norden und den Boden offen und besitzt eine einfache eiserne Jalousie zur Abschirmung der Strahlung. Sie war um die Jahrhundertwende bis in das 5. Dezennium dieses Jahrhunderts an wichtigen Stationen des schweizerischen Messnetzes in Betrieb.

Tabelle 4: Mittlere monatliche Temperaturvariation in Genf 1826 - 1875. Differenz zwischen mittlerer monatlicher Morgen-, Mittag- oder Abendtemperatur und dem mittleren monatlichen Dreiermittel der Temperatur, nach PLANTAMOUR [30, 1876, Seite 12]  $\Delta T_i = T_i - \bar{T}_3$  [°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen	-1.6	-2.2	-2.5	-2.4	-2.1	-2.1	-2.5	-2.6	-2.6	-2.1	-1.6	-1.2
Mittag	1.9	2.5	2.8	2.9	3.0	3.1	3.2	3.4	3.3	2.8	1.9	1.6
Abend	-0.3	-0.2	-0.2	-0.4	-0.9	-1.1	-0.8	-0.8	-0.8	-0.7	-0.4	-0.3

Tabelle 5: Mittlere monatliche Temperaturvariation in Genf 1864 - 1990. Differenz zwischen mittlerer monatlicher Morgen-, Mittag- oder Abendtemperatur und dem mittleren monatlichen Dreiermittel der Temperatur  $\Delta T_i = T_i - \bar{T}_3$  [°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen	-1.4	-2.2	-2.6	-2.6	-2.3	-2.2	-2.5	-2.8	-2.9	-2.3	-1.7	-1.2
Mittag	1.6	2.2	2.7	2.8	2.9	3.0	3.1	3.4	3.5	3.0	2.0	1.5
Abend	-0.1	-0.1	0.1	-0.2	-0.5	-0.7	-0.6	-0.6	-0.5	-0.5	-0.4	-0.3

Tabelle 6: Unterschied zwischen der mittleren monatlichen Temperaturvariation in Genf 1826 - 1875 (Französische Hütte) und 1864 - 1990 (grosse Holzjalousien  $\cong$  Englische Hütte) [°C].<sup>a</sup>

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen	-0.2	0.0	0.1	0.2	0.2	0.1	0.0	0.2	0.3	0.2	0.1	0.0
Mittag	0.3	0.3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	-0.2	-0.2	-0.1	0.1
Abend	-0.2	-0.1	-0.3	-0.2	-0.4	-0.4	-0.2	-0.2	-0.3	-0.2	0.0	0.0

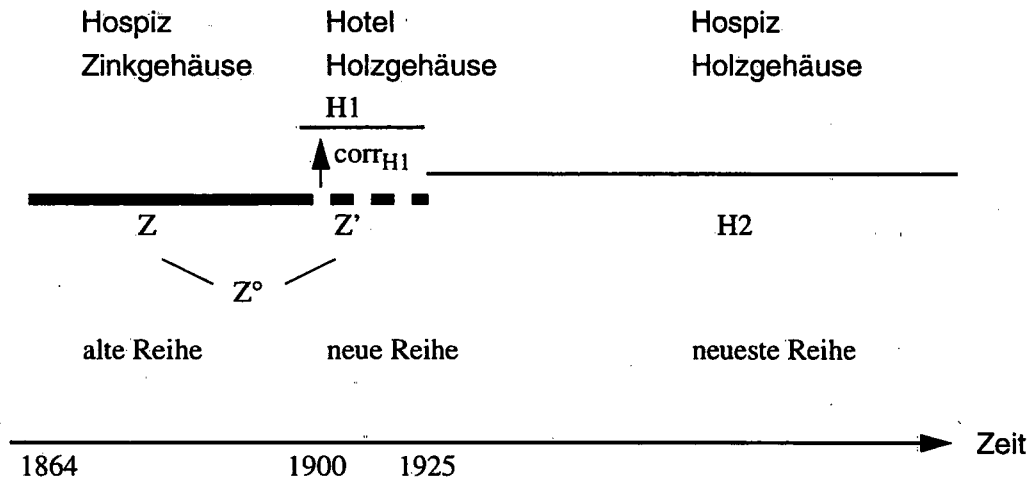
a. Mittlere jährliche Differenz des Dreiermittels: -0.015°C, mittlere jährliche Differenz des Vierermittels: -0.065°C.

Die Unterschiede in Tabelle 6 zeigen eine verschobene Charakteristik der 'Französischen Hütte' gegenüber einer grosszügig, fast modern abgeschirmten Station (Aufstellung vergleichbar mit der 'Englischen Hütte'). Die Holzhütte französischer Art ergibt morgens und mittags im Frühling und Herbst zu warme Temperaturen. Die Abendwerte sind im Schnitt um 0.2°C tiefer (die abendliche Ausstrahlung wird ungehindert erfasst). Insgesamt ergibt dieser Unterschied, am mittleren Tagesmittel (Vierermittel) gemessen, einen Zehntelgrad tiefere Temperaturen in der Messperiode mit Französischer Hütte.

Die Situation bezüglich der Terminwertanomalie auf dem Gr. St. Bernhard präsentiert sich etwas komplexer. GAUTIER hat im Anschluss an die Stationsverlegung auf dem Gr. St. Bernhard im Jahre 1901 eine ausführliche Untersuchung über die Temperaturverhältnisse publiziert, abgeleitet aus alter und neuer Aufstellung der Instrumente GAUTIER [15, 1902]. Darin werden die mittleren monatlichen Temperaturen dreier Messzeitpunkte und ihre Dreier- und Vierermittel an der alten und neuen Station während 13 Monaten verglichen. Die alte Station bestand aus einem Zinkblechgehäuse mit Psychrometer und Extremthermometern, die neue Instrumentenhütte bestand aus einem Holzgehäuse, direkt an der Steinwand des neu erbauten Gebäudes neben dem alten Hospiz (Hotel). Die Station wurde 1925 wieder an ihren alten

Platz zurück an die Hospizwand versetzt. Die Holzkonstruktion wurde ebenfalls gezügelt. Nach dieser Verlegung sind keine Parallelmessungen gemacht worden, da man die Ablesungen der neuen Reihe an der Hotelwand direkt mit den von GAUTIER [15, 1902, Seite 27] gefundenen Korrekturen versah, um die alte Aufstellung im Zinkblechgehäuse zu simulieren! Diese Werte werden als 'Originalmessungen' überliefert. Dies war für die damalige Zeit, und für diese beiden Stationen speziell, ein übliches Vorgehen.

Aus heutiger Sicht und bei näherer Betrachtung zeigt uns die Untersuchung GAUTIER's und die Konstanz der Terminwertanomalie samt deren Vergleichsmöglichkeit mit dem Dreier- und Vierermittel auf, welcher Stellenwert der Terminwertanomalie zukommen kann (vgl. Figur 3 und 4, Tabellen 7 und 8).



Figur 4: Schematische Darstellung der verschiedenen, wichtigsten Thermometeraufstellungen auf dem Gr. St. Bernhard 1864 bis 1990 (Abszisse: Zeitachse, Ordinate: Schematischer Temperaturmittelwert pro Zeitperiode).

GAUTIER's Vergleich eröffnet die Möglichkeit, den Unterschied der Terminanomalien und der Dreiermittelbildung zwischen alter und neuer Aufstellung mit seiner Korrekturgrösse im Zusammenhang zu betrachten. Tabelle 7 zeigt die mittlere tägliche Temperaturvariation des Jahres 1901 um das Dreiermittel. Der Unterschied der Terminanomalien zwischen alter und neuer Aufstellung  $\delta A_i = (T_i - \bar{T}_3)_{Zink} - (T_i - \bar{T}_3)_{Holz}$  ( $i = 1 \dots 3$ , 1=Morgen, 2=Mittag, 3=Abend) ist ein wesentlicher Bestandteil der Korrekturgrösse  $corr_{H1}$  monatlicher Temperaturen, die vervollständigt wird durch den Unterschied der Dreiermittel beider Aufstellungen ( $\delta \bar{T}_3 = \bar{T}_{3alteStation} - \bar{T}_{3neueStation}$ ,  $corr_{H1} = \delta A_i + \delta \bar{T}_3$  vgl. Figur oben). Die Quotienten, mit welchen die Terminanomalienunterschiede anteilmässig in den Korrekturwerten vertreten sind, weist Tabelle 8 als:  $\delta A_i / corr_{H1}$  aus.

Tabelle 7: Vergleich der mittleren monatlichen Temperaturvariation auf dem Gr. St. Bernhard 1901 in alter und neuer Aufstellung. A: Messung im Zinkblechgehäuse, B: im Holzgehäuse gemessen, (A, B:  $\Delta T_i = T_i - \bar{T}_3, i = 1 \dots 3$ );  $\delta A_i$ : Differenz der Werte im Zinkgehäuse - Werte im Holzgehäuse (A-B).

Mittlere monatliche Differenz zwischen Morgen-, Mittag-, Abendtemperaturen und der Tagesmitteltemperatur, nach GAUTIER [15, 1902, Seite 25: Tabelle A] [°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
A												
Morgen	-1.11	-1.45	-1.10	-0.76	-0.85	0.06	-0.90	-1.17	-0.69	-0.82	-0.90	-0.70
Mittag	1.70	2.06	2.03	2.08	2.49	1.88	2.32	2.43	1.37	1.22	1.82	1.22
Abend	-0.57	-0.62	-0.93	-1.33	-1.65	-1.95	-1.41	-1.27	-0.67	-0.40	-0.93	-0.53
B												
Morgen	-0.87	-1.28	-1.24	-0.92	-1.56	-1.15	-1.70	-1.72	-1.03	-0.87	-0.80	-0.54
Mittag	1.38	2.01	1.94	1.86	2.45	2.40	2.41	2.46	1.45	1.23	1.62	1.09
Abend	-0.50	-0.72	-0.70	-0.93	-0.89	-1.25	-0.70	-0.74	-0.41	-0.37	-0.81	-0.55
$\delta A_i$												
Morgen	-0.24	-0.17	0.14	0.16	0.71	1.21	0.80	0.55	0.34	0.05	-0.10	-0.16
Mittag	0.32	0.05	0.09	0.22	0.04	-0.52	-0.09	-0.03	-0.08	-0.01	0.20	0.13
Abend	-0.07	0.10	-0.23	-0.40	-0.76	-0.70	-0.71	-0.53	-0.26	-0.03	-0.12	0.02

Tabelle 8: Unterschiede zwischen mittlerer Einzelmessung und Dreiermittel an alter und neuer Station Gr. St. Bernhard 1901,  $\text{corr}_{H1}$ ,  $\delta \bar{T}_3$  nach GAUTIER [15, 1902] [°C, Temperaturdifferenz alte - neue Station]; Anteil Amplitudenunterschied an Korrekturwerten  $\delta A_i / \text{corr}_{H1}$  [%].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
$\text{corr}_{H1}$												
Morgen	-0.25	-0.14	0.16	0.39	1.25	1.72	1.25	0.97	0.49	-0.28	-0.19	-0.18
Mittag	0.31	0.08	0.11	0.45	0.58	-0.01	0.36	0.39	0.07	-0.34	0.11	0.11
Abend	-0.08	0.13	-0.21	-0.17	-0.22	-0.19	-0.26	-0.11	-0.11	-0.36	-0.21	0.00
$\delta \bar{T}_3$	-0.01	0.03	0.02	0.23	0.54	0.51	0.45	0.42	0.15	-0.33	-0.09	-0.02
$\frac{\delta A_i}{\text{corr}_{H1}}$												
Morgen	0.96	1.21	0.88	0.41	0.57	0.70	0.64	0.57	0.69	0.18	0.53	0.89
Mittag	1.03	0.63	0.82	0.49	0.07	52.0	0.25	0.27	1.14	0.03	1.82	1.18
Abend	0.88	0.77	1.10	2.35	3.45	3.68	2.73	4.82	2.36	0.08	0.57	-



Mit Hilfe der Unterschiede der Terminanomalien  $\delta A_i$  und jener der Dreiermittel  $\delta \bar{T}_3$  wird es möglich, die Reihe aus der Zeit des Zinkgehäuses direkt an die neueste Nachfolgereihe ab 1925 anzuschliessen. Die näheren Zusammenhänge sind im Anhang 7 dargestellt. Vorausgesetzt wird allerdings, dass die Holzhütte an der Hospizwand ( $H_2$ ) ungefähr dieselben Charakteristiken für die Temperaturmessung aufweist wie an der Hotelwand ( $H_1$ ). Das heisst, dass die sich aus verschiedener Konstruktion der Thermometerschutzeinrichtung ergebende Tagesgangcharakteristik aus der 1901 gemachten Parallelmessung, - der Dreiermittelunterschied -, übernommen werden könnte. Wie Anhang 7 darstellt, sind die Periodenmittel der  $\delta \bar{T}_3$ -Werte den von GAUTIER gefundenen, aus einjährigen Parallelmessungen gewonnenen Beträgen sehr nahe. Da uns höchstwahrscheinlich die Periodenmittelwerte eine stabilere, klimatologisch bedingte Situation wiedergeben können, verwenden wir diese zur Korrektur.

Nebenbei kann mit den Daten des Gr. St. Bernhard die jahreszeitliche Temperaturabhängigkeit der Dreiermitteldifferenz zwischen alter und neuer Aufstellung aufgezeigt werden (Figur 5). Es erweist sich nach erfolgter Regressionsrechnung als besser, die Jahreszeiten aufgrund der Korrelation von entsprechenden Monatswerten wie folgt zusammenzustellen: November bis Februar = Winter, März bis Mai = Frühling, Juni bis Mitte August = Sommer und Mitte August bis Oktober = Herbst. Diese Konstellation ergibt die ausgezogenen Regressionslinien in Figur 5. Die Regressionskoeffizienten der adaptierten Jahreszeiten produzieren die etwas weniger gut ausfallenden Winter-, dafür die weit besseren Herbstkorrelationen (Anhang 8). Insgesamt sind alle Jahreszeiten dadurch besser für eine temperaturabhängige Korrekturbildung verwendbar. Genau diese Koeffizienten der Regressionsgleichungen werden zusammen mit den originalen<sup>1</sup> Temperaturmessungen der Hotelaufstellung ( $H_1$ ) verwendet, um die periodenbasierten  $\delta \bar{T}_3$ -Werte zu finden und für die Homogenisierung zu benutzen.

Warum wir dies alles aufrollen? - Die Reihe 1864 bis 1924 beinhaltet ein Datenmaterial, welches von der neuesten Aufstellung in vergleichbarer Weise hervorgebracht wird. Wir können uns nicht auf eine Parallelmessung zu dessen direktem Anschluss an diese neuste Serie stützen. Ein ungefähres Anpassen über den Vergleich der Monatsmittel mit Vergleichsstationen erscheint aufgrund des vorhandenen, stationeigenen Datenmaterials zu grob. Wir möchten möglichst Eigenkonsistenz anstreben. Zweitens ist uns der Anschluss wichtig, weil die neuste Aufstellung bis heute erhalten ist. Drittens kann für eine künftige Bearbeitung des ersten Teils der Reihe 1817 bis 1864 mit einem solchen Ansatz und heute zur Verfügung stehenden Zehnminutenwerten eine relativ exakte Nachbildung der Temperatur der drei regulären Messzeitpunkte vorgenommen werden. Viertens bietet dieser Fall geeignetes, gut dokumentiertes Anschauungsmaterial zur Darstellung der Methode. Für den allgemeinen Fall, dass man für das Bereinigen eines Datensatzes keine Parallelmessung verfügbar hat, kann mit diesem Ansatz davon ausgegangen werden, dass für eine Anpassung an eine neue Aufstellungssituation ein Korrekturbetrag in erster Näherung durch die Bildung der Terminanomaliedifferenz gefunden werden kann (vgl. Tabellen 7 und 8).

Mit Daten des Gr. St. Bernhard kann eine Skalenverschiebung in einem GEISLER-Thermometer mittels einer Analyse der jährlichen Anomalien der Differenz: Temperatur<sub>Mittag</sub> - Temperatur<sub>22<sup>h</sup></sub> mit Daten von Genf und Gr. St. Bernhard, 1850 bis 1883, festgestellt werden (Figur 6). Die Messungen der Station Gr. St. Bernhard sind schon von MAURER [26, 1910], später von AMBÜHL [3, 1990a] und SCHÜEPP [35, 1961] auf ihre Korrektur hin untersucht worden. Während MAURER eine lineare Korrektur annimmt, verfeinern AMBÜHL und SCHÜEPP die Korrekturwerte aufgrund der Alterung des Thermometerglases zu einer nicht linearen Kurve. GRAF [18, 1989] weist jüngstens im gleichen Zusammenhang auf die erhöhte Tagesamplitude hin, welche durch einen schlechten Strahlungsschutz bedingt sei. Die Annahme einer nicht linearen Korrekturwertkurve ist schon früh erkannt worden (vgl. AMBÜHL [4, 1990b]). Für eine Unstetigkeit in den Korrekturen gibt KAMMERMANN [20, 1884] den wichtigen Hinweis auf eine Skalenverschiebung in besagtem Thermometerglas, welche er jedoch nicht datieren kann. Er schreibt, dass die Skala in der Thermometerröhre mit Wachs befestigt sei und sich zu einem ihm unbekanntem Zeitpunkt gelöst habe. Dabei sei sie vermutlich ruckartig etwas heruntergerutscht (höhere Temperaturen anzeigend). In den gedruckten Tabellen der BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6, 1816 ff.] liegt schliesslich die wichtigste Information in diesem Zusammenhang vor: Im Vorspann zur Monatstabelle 1863, Juli, Gr. St.

1. Die von GAUTIER publizierten Daten der Zeit 1901 bis 1924 wurden von uns mit den von ihm 1902 veröffentlichten Korrekturwerten durch Rückkorrektur zu 'originalen Hotelwerten' gemacht.

Bernhard, ist vermerkt: 'A partir du 26, à 4 h, l'observation de la temperature est faite au thermomètre GEISSLER, placé dans la cage en zinc.' Es handelt sich um ein neues Thermometer<sup>1</sup>. Wir können zusätzlich den Zeitpunkt der abrupt eingetretenen Skalenverschiebung in diesem Thermometer mit Hilfe eines Homogenitätstests fixieren (EASTERLING & PETERSON [13, 1995]). Die Verschiebung fand von 1870 auf 1871 statt (vgl. Figur 6). Mit dem Einsatz eines neuen Thermometers und einer abrupten Skalenverschiebung 1870/1871 passen wir die Korrekturbeträge ab 1864 an. Sie werden mit folgenden Werten realisiert:

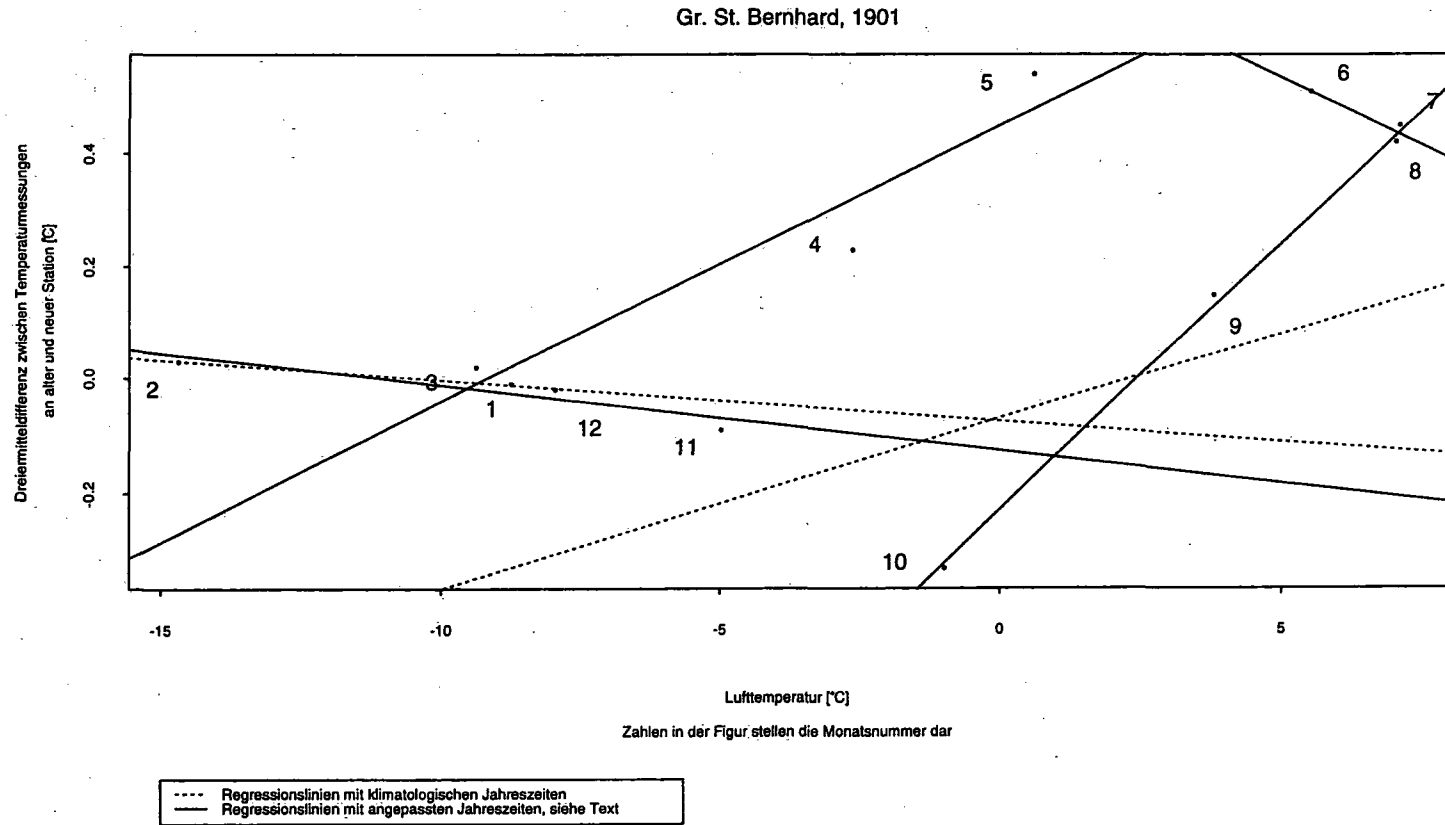
Tabelle 9: Korrekturwerte zur Behebung von Thermometeralterung und -skalenverschiebung, für Monatsmittel der Temperatur, Gr. St. Bernhard, 1864 - 1883 [°C].

1864	1865	1866	1867	1868	1869	1870	1871	1872	1873
-0.1	-0.2	-0.3	-0.3	-0.4	-0.4	-0.4	-0.5	-0.5	-0.5
1874	1875	1876	1877	1878	1879	1880	1881	1882	1883
-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.6

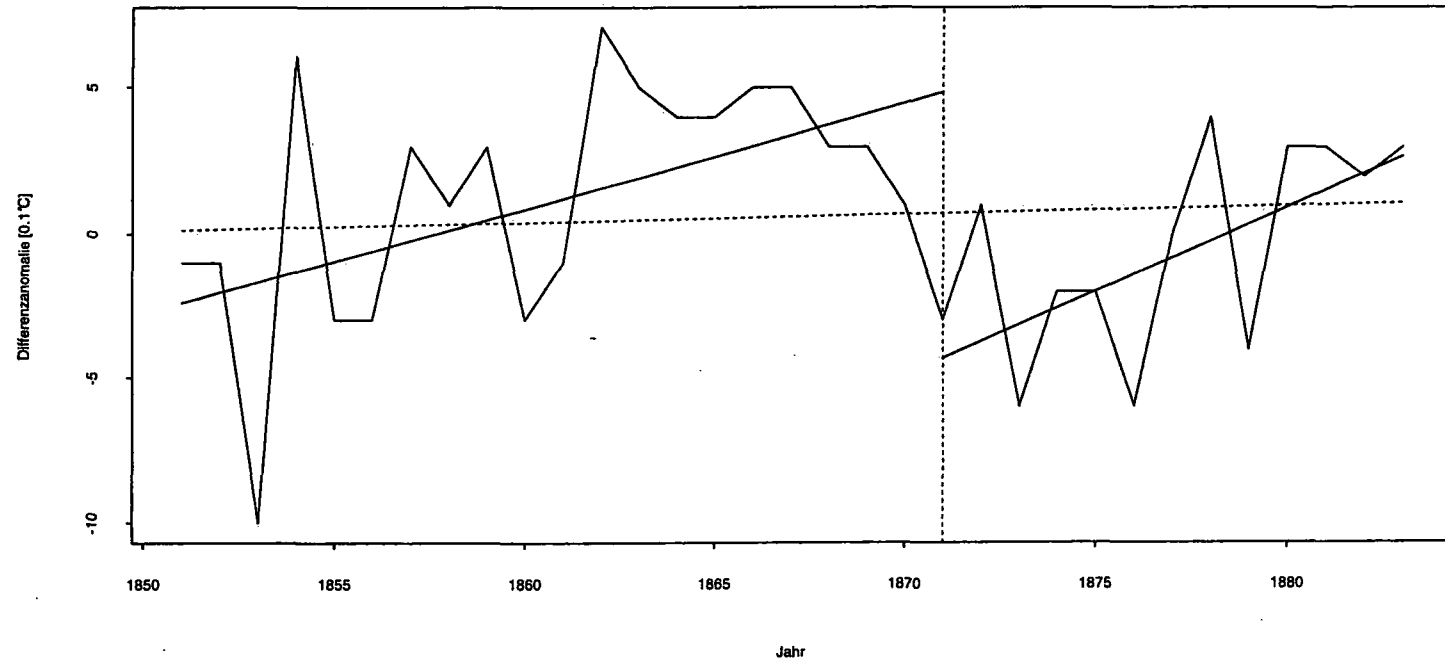
Eine weitere, erhebliche Korrektur der Daten des Gr. St. Bernhard muss in den Jahren 1965 bis 1981 berücksichtigt werden. SCHÜEPP [36, 1983] hat aufgrund verschiedener Vergleiche eine Thermographenaberration festgestellt. Die Beobachtungen waren in besagter Zeit infolge Personalmangels nicht mehr regelmässig sichergestellt. Zur Überbrückung dieser Situation mussten Thermo- und Barographen eingesetzt werden. Der Thermograph wies instrumentenbedingte, zum Teil kurzzeitige und schubartige Fehlfunktionen auf, dies infolge starker Beanspruchung durch extreme Wettersituationen (Sturm; Korrekturwerte im Anhang 9).

---

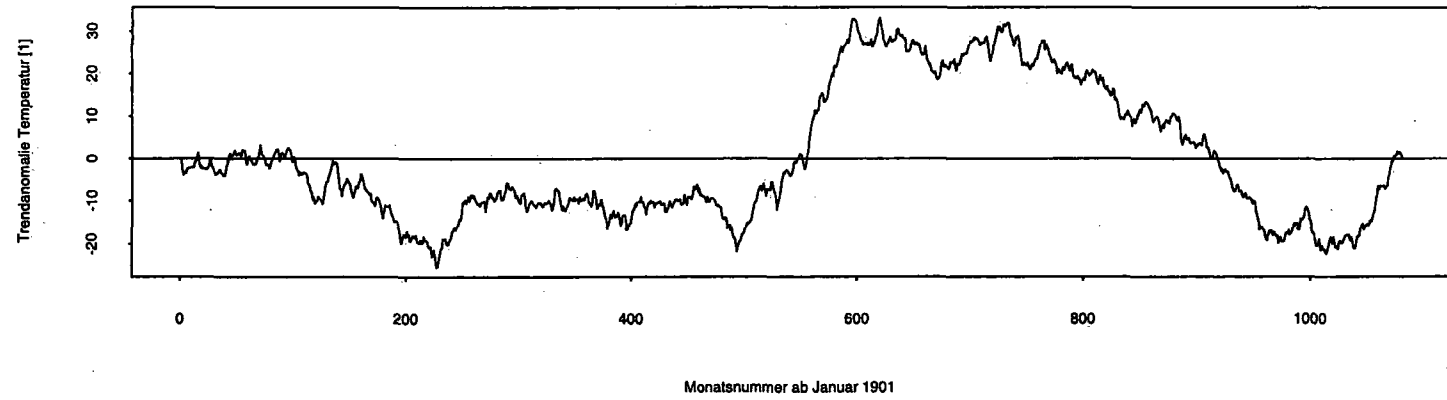
1. GRAF [18, 1989] schreibt, dass ab 26. Juli 1863 bis August 1864 angestellte Vergleichsmessungen zwischen dem alten und neuen Thermometer im Staatsarchiv Sitten in Originalbelegen eingesehen werden können.



Figur 5: Jahreszeitliche Temperaturabhängigkeit monatlicher Unterschiede zwischen Dreiermittelwerten verschiedener Instrumentenaufstellung, Gr. St. Bernhard, 1901: Messungen aus alter Zinkblechaufstellung - Messungen aus neuer Holzhüttenaufstellung. Regression monatlicher Differenzen (Ordinate) gegen Temperaturwerte aus Holzhüttenaufstellung (Abszisse): Klimatologische und angepasste Jahreszeiteinteilung, siehe Text.



Figur 6: Jährliche Temperaturanomalien der Differenz Mittagtemperatur - Abendtemperatur zwischen Genf und Gr. St. Bernhard, 1850 - 1884:  
 $(\Delta(T_{\text{Genf-GrStBernhard}})_{12h} - \bar{\Delta}_{12h}) - (\Delta(T_{\text{Genf-GrStBernhard}})_{22h} - \bar{\Delta}_{22h})$  Test nach EASTERLING&PETERSON, mit eingezeichneter Inhomogenitätsstelle (vertikale, punktierte Linie; horizontal punktiert: Nulllinie) und Regressionslinien der Differenzen gegen die Zeit, vor und nach der Inhomogenitätsstelle.



Figur 7: Mittlere Januar- und Jahreskurven kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur, Gr. St. Bernhard, 1901 - 1990.



### 3. Ziel und Methoden

Mit den oben geschilderten Daten wird im Folgenden ein methodisches Mittel gesucht, womit man die Entwicklung des linearen Temperaturtrends eines grösseren Gebietes darstellen und beurteilen kann. Ebenso möchten wir inhaltlich kurz auf eine solche Entwicklung eingehen können.

Wir verzichten auf eine übliche Methode, welche die Tiefpass-gefilterten, jährlichen Anomalien der Daten weiter verarbeitet (JONES [19, 1986]; LOZOWSKI [24, 1989]). Eine auf möglichst unveränderten Daten des Messortes beruhende Technik erscheint uns erstrebenswert (Eigenkonsistenz). Wir gehen davon aus, dass eine Reihe gefilterter Daten einen durch die Filterung bedingten Informationsverlust enthalten könnte. Für unsere Zwecke belassen wir die jahreszeitliche Schwingung in den Messungen. Figur 7 zeigt, dass zwischen kumulierten, standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur auf monatlicher und jährlicher Basis kein erheblicher Unterschied der Kurvenverläufe besteht. Späteren Experimenten mit gefilterten Daten ist es vorbehalten, festzustellen, ob ein wesentlicher Informationsverlust in Kauf genommen werden muss und kann.

Für eine grössere Landfläche (Land, kleiner Kontinentteil) ist keine direkte, integrale Messung der Lufttemperatur realisierbar. Deshalb wird meistens eine Ersatzgrösse gesucht. Eine solche kann durch Generalisierung der Punktmessungen aus dem Untersuchungsgebiet in Form von arithmetischer oder anderer Mittelbildung gefunden werden. Dies geschieht aufgrund der Annahme, dass sich die Temperaturverhältnisse über der betrachteten Landfläche quasikonstant verhalten (Die Differenzen der Messwerte eines Klimaelementes an zwei nicht zu weit entfernten Orten verhalten sich viel konstanter als die Messwerte selbst. Vergleiche CONRAD & POLLAK [8, 1950] und RUBINSTEIN [33, 1922]).

Daraus ergeben sich drei Hauptprobleme. Es muss für alle Daten eine gemeinsame Referenz angenommen werden können, die Vergleichbarkeit ist sicherzustellen und ein Gebietsmittel formulierbar sein.

Zur besseren Lesbarkeit verweisen wir im Folgenden auf Klammerausdrücke, welche im Anhang 10 definiert sind. Als Basis soll die Überlegung dienen, dass der lineare Temperaturtrend einer Zeitreihe eines spezifischen Ortes des betrachteten Zeitabschnittes und Raumes die allgemeine Tendenz der Daten des Raumes wiedergibt ( $\hat{T}_j = \hat{R}$ ,  $\{j:j \in M\}$   $M$ =Anzahl Messorte). Aufgrund der Quasikonstanz nehmen wir umgekehrt an, dass der Temperaturtrend des Raumes jenem an einem spezifischen Ort genügend gut entspricht ( $\hat{R} = \hat{T}_j$ ). Weiter gehen wir davon aus, dass die Temperaturtrendentwicklung für einzelne Orte untereinander statistisch signifikant verschieden sein kann, aber der Grundtendenz des Betrachtungsraumes folgt ( $\hat{T}_j \neq \hat{T}_{j+1}$ ,  $\hat{T}_j \approx \hat{R}$ ,  $\hat{T}_{j+1} \approx \hat{R}$ ).

Unser Augenmerk richtet sich auf die Temperaturanomalien jedes Zeitpunktes  $i$  einer Reihe der Untersuchungsperiode rund um diese allgemeine Tendenz ( $y_{i,j}$ ,  $\{1 \leq i \leq N\}$ ,  $N$ =Anzahl Reihenelemente). Mit Hilfe dieser Information möchten wir die Entwicklung, den Charakter der Temperaturvariation um den gesamten linearen Trend im betrachteten Raum und einer Untersuchungsperiode beschreiben können.

Als klärende Ergänzung flechten wir ein, dass die Begriffe 'Reihe' (series) und 'Folge' (sequence) im Weiteren nicht speziell auseinandergelassen werden. 'Reihe' wird im klimatologischen Vokabular grundsätzlich als 'Zeitreihe' (time series) verstanden, was nicht a priori dasselbe bedeutet wie die mathematische Reihe. Als 'Folgen' wären die endlich begrenzten Zeitreihen exakter bezeichnet. Die mathematischen Formeln beziehen sich meistens auf Zeitreihen und wären demnach als 'Folgen' zu benennen. Damit der Leser jedoch flüssend vorankommt, wird die Unterscheidung nicht ausformuliert. Sie ist in der gesamten klimatologischen Literatur kaum realisiert.

Als gemeinsame Basis (Referenz) gehen wir von dem Temperaturtrend an jedem Ort im Untersuchungsgebiet aus. Mit der Bildung der Reihen  $Y_j$  entfernen wir alle verschiedenen Trends der Einzelreihen. Uns interessiert die qualitative und quantitative Ausprägung einzelner zeitlicher Auslenkungen  $e_{i,j}$  oder  $y_{i,j}$  um jeden einzelnen Trend, jedoch nicht die Ausprägung der Einzelrends  $\hat{T}_j$ . Anstelle der absoluten Temperaturreihen betrachten wir Reihen der Trendanomalien (Residuen) der Temperatur ( $Y_j \equiv E_j$ ).

Die Vergleichbarkeit verschiedener Stationsmessungen von verschiedenen Expositionen und Klimaregionen erreichen wir durch die Bildung von 'standardisierten' Werten. Unter Standardisierung verstehen wir die Bildung einer transformierten Variablen  $\hat{Y}$  aus der Variablen  $Y$ , deren Mittelwert  $\mu$  und Standardabweichung  $\sigma$ , dass  $\hat{Y} = (Y - \mu)/\sigma$ , und ihr Mittelwert=0 und ihre Streuung=1 wird. In der Literatur

ist der Vorgang auch unter dem Namen 'z-Transformation' bekannt. Die Reihe der standardisierten Trendanomalien der Temperatur eines Ortes ist somit entstanden ( $Y_j$ ). Das Mittel aller solcher Reihenelemente ergibt die standardisierte Raummittelreihe  $Z$ .  $Z$  wurde durch einfache arithmetische Mittelbildung aus allen zeitgleichen Elementen der verfügbaren Stationsreihen  $Y_j$  gewonnen. Diese beiden Größen werden uns im Weiteren interessieren ( $Y_j, Z$ ).

Drei Lösungswege für die Hauptprobleme sind damit skizziert. Es muss nun gezeigt werden, dass die verwendeten Transformationen geeignet sind, mit ihnen die Entwicklung des Gesamttrends des Gebietes darzustellen und es sind stichhaltige Beurteilungskriterien zu liefern.



#### 4. Kumulierte, standardisierte Trendanomalien der Lufttemperatur

Die Meteorologie, in besonderem Masse die Klimatologie, ist darauf angewiesen, das in grossen Mengen vorhandene Zahlenmaterial in übersichtlicher Form darzustellen. Mit solchen zusammengefassten Darstellungen können qualitative Untersuchungen von Zusammenhängen (Zustand, Ablauf, Wiederkehrperioden etc.) leichter überschau- und beurteilbar gemacht werden. Für diesen Zweck ist die Statistik eine nützliche Hilfe. Wir wenden im Folgenden für unsere klimatologische Fragestellung mathematische Terme an, welche durch einfache Umstellung bekannter Gleichungen entstehen.

Wir bilden mit den  $Y_j$  und  $Z$  eine neue Reihe durch kumulative Summierung ( $CY_j$ ,  $CZ$ ). Diese Reihen sind mit Temperatursummenkurven vergleichbar. Der Unterschied besteht darin, dass wir standardisierte Residuen (Anomalien) des Temperaturtrends kumulieren, anstelle der Absolutwerte der Temperatur. Wir können auch sagen, eine Anomaliensummenkurve über dem Zeitbereich gebildet zu haben.  $CY_{j,n}$  lässt sich in gewissem Sinne als 'Anomalienintegral der Temperatur' einer Teilreihe eines Ortes der untersuchten Zeitperiode betrachten. Wichtiger ist, dass gemäss Anhang 10:  $CY_{j,n} = n \cdot \bar{Y}_{j,n}$  gilt, ebenso auch  $\bar{Y}_{j,n} = \bar{Y}_{j,n}!$  Dies bedeutet insbesondere, dass der Mittelwert des Trends ( $\bar{Y}_{j,n}$ ) einer Teilreihe von  $CY_j$  mit  $n$  Elementen  $\{1 \leq n \leq N\}$  dem Quotienten  $CY_{j,n}/n$  entspricht, resp.  $\bar{Y}_{j,n} \cdot n = CY_{j,n}$ . Anders formuliert wird durch  $CY_{j,n}$  der Trendmittelwert der Teilreihe  $Y_{j,n}$  dargestellt, welcher um den Faktor  $n$  (Teilreihenlänge) multipliziert ('vergrössert') wird. Wenn wir den Anfangspunkt aller Teilreihen mit dem Beginn der gesamten, betrachteten Zeitperiode fixieren, erhalten wir das für unsern Zweck benötigte Mittel! Es kommt dem mathematischen 'kumulieren' gleich. Dieses Kumulieren einer standardisierten Variable ergibt in Form der graphischen Darstellung aller Teilreihenmittelwerte um alle Faktoren  $n$  vergrössert, die Entwicklung des gesamten Temperaturtrends bis zum Zeitpunkt  $N$  ( $CY_{j,N}$ ,  $CZ_N = CY_j$ , respektive  $CZ$ ). Es lässt sich gedanklich nachvollziehen, dass es sich dabei um die Darstellung der 'Spur' der Temperaturtrendbewegung mit stetig wachsender Reihenlänge seit Beginn des betrachteten Gesamtzeitraumes handelt.

Da der Ausdruck: 'kumulierte Summe standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur' im ganzen Text häufig erscheint, wird er sinngemäss mit den Formulierungen 'kumulierte, standardisierte Trendanomalie' oder kürzer auch 'kumulierte, standardisierte Anomalie' substituiert.

##### 4.1. Visuelle Evidenz der Gleichartigkeit verschiedener Messreihen kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur

Basierend auf den  $Y_j$  können wir also kumulierte  $Y_j$  bilden ( $CY_j$ ). Das gleiche gilt für  $Z$  ( $CZ$ ). Figur 8 demonstriert die Kurvenverläufe für verschiedene Reihen von Daten der Januartemperatur auf dem Gr. St. Bernhard. Wenn im Zusammenhang mit Summen und Differenzen von Zufallsvariablen gilt<sup>1</sup>, dass die Summe normalverteilter Zufallsgrössen wieder normalverteilt ist, erwarten wir für Reihen von  $CY_j$ , - welche aus unserem gewählten Betrachtungsraum stammen und als normalverteilt um  $CZ$  angesehen werden -, eine gute graphische Übereinstimmung ihrer Kurvenverläufe.

Die Figur 9 zeigt in einer Übersicht die Verhaltensmuster der Temperaturtrendentwicklung ( $CY_j$ ) im einzelnen Monat an 10 schweizerischen Stationen. Die Kurvenzüge zeigen den ähnlichen Verlauf der Temperaturtrendanomaliesummen. Man gewinnt den Eindruck, dass die Kurvenverläufe untereinander verbunden sind (korrelieren). Deshalb und behufs besserer Übersicht verzichten wir auf die Bezeichnung der Einzelkurven mit Stationsnamen. Für jedes Monatsbild gilt, dass ein spezifischer, charakteristischer Verlauf aufgezeichnet wird. Weiter ist man versucht, Einzelkurven aufgrund ihres Verlaufes als 'Ausreisserkurven' zu betrachten (vgl. Monate Juni bis August). Wir wollen die Schilderung subjektiver Einschätzungen verlassen, und die Frage nach der Beurteilbarkeit mit statistischen Mitteln stellen.

1. Wenn die Summanden einer Zufallsvariablen normalverteilt sind, gilt unter anderem, dass die Summe normalverteilter Zufallsvariablen wieder normalverteilt ist (RIEDWYL [32, 1978, Seite 124]).

## 4.2. Korrelationen

Die Korrelation von  $CY_j$  mit  $CZ$  erreicht im Mittel ein gutes Mass an Verbundenheit:  $r=0.93$  (Jahresmittel Tabelle 10). Die gewählten Datenreihen stammen alle aus verschiedenen schweizerischen Klimaregionen und erwecken den Eindruck, es handle sich um einheitliches Datenmaterial (Korrelationen  $\geq 90\%$  finden sich im Jahresmittel bei 8 von 10 Stationen). In Tabelle 10 lässt sich, - mit Ausnahme von Bern -, je eine der höchst und tiefst gelegenen Stationen in die Gruppe mit Korrelationskoeffizienten  $\leq 0.89$  zuordnen (Gr. St. Bernhard und Lugano). Alle andern Stationen zeigen höher korreliertes Verhalten der örtlichen Datenreihen mit dem Mittel aller Stationsdaten. Diese Einteilung ist klimatologisch nicht uninteressant, liegen doch beide erwähnten Stationen in Klimaregionen, welche nach SCHÜEPP zur Alpensüdseite zu zählen sind. Die schwächere Korrelation der Daten aus Lugano und vom Gr. St. Bernhard kann als klimatologisch berechtigtes Indiz der Andersartigkeit des Temperaturtrendanomalieverhaltens der südlichen Landesteile interpretiert werden. Es existieren einzelne Monate, welche ausgeprägt schwach mit dem allgemeinen Gebietsmittel korrelieren (in Bern zwei, in Lugano ein einzelner). Insgesamt wird eine Aussage subjektiven Charakters aufgezeigt, aber die visuelle Evidenz durch gute Verbundenheit belegt.

Tabelle 10: Korrelationskoeffizienten für monatliche Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte  $CY_j$  und den Gebietsmittelwert  $CZ$  der monatlichen Trendanomalie der Lufttemperatur [-].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
Zürich	0.94	0.91	0.93	1.00	0.97	0.99	0.97	0.96	0.99	0.93	0.95	0.99	0.96
Basel	0.95	0.94	0.69	0.99	0.98	1.00	0.98	0.97	0.99	0.96	0.94	0.99	0.95
Bern	0.80	0.96	0.95	1.00	0.85	0.96	0.55	0.65	0.98	0.94	0.98	0.97	0.88
Neuenburg	0.97	0.98	0.99	1.00	0.99	0.99	0.90	0.95	0.99	0.95	0.96	0.99	0.97
Genf	0.94	0.97	0.99	1.00	0.99	0.96	0.94	0.93	0.96	0.92	0.98	0.99	0.96
Gr. St. Bernhard	0.73	0.71	0.96	0.99	0.98	0.98	0.98	0.95	0.96	0.88	0.65	0.97	0.89
Lugano	0.90	0.77	0.92	0.99	0.89	0.94	0.95	0.76	0.98	0.38	0.91	0.99	0.86
Altdorf	0.91	0.81	0.91	0.99	0.98	0.99	0.97	0.99	0.99	0.93	0.97	0.92	0.95
Davos	0.95	0.94	0.85	0.98	0.92	0.97	0.83	0.75	0.97	0.94	0.92	0.99	0.92
Säntis	0.83	0.80	0.89	0.98	0.93	0.99	0.98	0.94	0.99	0.91	0.70	0.96	0.91
Mittelwert	0.89	0.88	0.91	0.99	0.95	0.98	0.90	0.88	0.98	0.87	0.90	0.98	0.93

Tabelle 11: Bestimmtheitsmasse zu Korrelationskoeffizienten für monatliche Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte  $CY_j$  und den Gebietsmittelwert  $CZ$  der monatlichen Trendanomalie der Lufttemperatur [-].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
Zürich	0.88	0.82	0.86	0.99	0.94	0.97	0.94	0.93	0.98	0.86	0.91	0.98	0.92
Basel	0.90	0.89	0.47	0.99	0.95	0.99	0.95	0.94	0.98	0.92	0.88	0.99	0.90
Bern	0.65	0.92	0.90	1.00	0.73	0.92	0.30	0.43	0.96	0.88	0.95	0.94	0.78
Neuenburg	0.93	0.95	0.97	0.99	0.98	0.99	0.80	0.91	0.98	0.90	0.92	0.99	0.94
Genf	0.88	0.94	0.98	0.99	0.98	0.92	0.89	0.87	0.93	0.85	0.95	0.97	0.93
Gr. St. Bernhard	0.53	0.50	0.92	0.98	0.97	0.97	0.96	0.91	0.92	0.78	0.42	0.94	0.80
Lugano	0.81	0.59	0.85	0.98	0.79	0.89	0.89	0.57	0.96	0.14	0.83	0.97	0.75
Altdorf	0.83	0.66	0.82	0.99	0.96	0.98	0.93	0.97	0.98	0.87	0.94	0.85	0.90
Davos	0.90	0.89	0.73	0.95	0.84	0.94	0.69	0.56	0.95	0.87	0.85	0.97	0.84
Säntis	0.69	0.64	0.80	0.96	0.87	0.97	0.95	0.89	0.97	0.83	0.50	0.92	0.82
Mittelwert	0.80	0.78	0.83	0.98	0.90	0.95	0.83	0.80	0.96	0.79	0.81	0.95	0.86

#### 4.3. $\chi^2$ -Test mit Messreihen der kumulierten, standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur

Eingangs haben wir unter Berücksichtigung der Quasikonstanz vereinfachend angenommen, dass die Trendanomaliebewegung eines Raumes mit einer Mittelbildung mehrerer, geeigneter Datenreihen aus dem Untersuchungsgebiet realisiert werden könne. Dies bedeutet auch die Annahme, dass die als Stichprobenmessungen betrachteten Datenreihen  $Y_j$  dem Stichprobenverteilungsgesetz der Mittelreihe  $Z$  entstammen sollten. Da Summen normalverteilter Zufallsgrössen ebenfalls normalverteilt sind, gilt weiter die Annahme, dass die als Stichprobenmessungen betrachteten, kumulierten Datenreihen  $CY_j$  dem Stichprobenverteilungsgesetz der Mittelreihe  $CZ$  folgen sollten.

Im Grunde genommen wäre die Anwendung des  $\chi^2$ -Tests in der hier benutzten Form nicht statthaft. Der Test setzt voraus, dass wir zwei unabhängige Stichproben miteinander vergleichen<sup>1</sup>. Ein Vergleich einer Datenreihe mit dem einfachen arithmetischen Mittel über alle Datenreihen ist nicht unabhängig von der Einzeldatenreihe (Tabelle 12). Man formuliert aus den Stationsreihen  $CY_j$ , exklusive der Testreihe  $CY_k$ , ein Teilgebietsmittel  $CZ_k$ . Das Mittel dieser Teilgebietsmittel ( $CZ_x$ ) jedoch stellt die Mittelbildung aus allen von  $CY_k$  unabhängigen Mittelreihen  $CZ_k$  dar, welche mathematisch der Mittelkurve aus allen Stationen gleichgesetzt werden kann! Da wir nicht sämtliche existierenden, schon gar nicht alle möglichen schweizerischen Stationen verwendet haben, besitzen wir mindestens einen Freiheitsgrad mehr. Damit begründen wir die im Folgenden trotzdem vorgenommene Auswertung ( $CZ_x = CZ$ ).

Als Arbeitshypothese soll untersucht werden, ob die Verteilungsgesetze der kumulierten Reihen  $CY_j$

1. In unserem Fall wurde der Test zur Unterscheidung zweier Verteilungsgesetze unter Vorgabe von zwei nicht verbundenen Stichproben verwendet. Die Stichprobenumfänge sollten nicht zu klein sein und beobachtete Klassenhäufigkeiten nicht unter 5 Elemente sinken (vgl. RIEDWYL [32, 1978]).

und CZ einander entsprechen. Unter Gültigkeit der Nullhypothese, dass die zwei Stichproben ein und derselben Modellverteilung entstammen, ist die Testgrösse  $\chi^2$ -verteilt mit  $k-1$  Freiheitsgraden ( $k$ =Anzahl Klassen der Aufteilung des Datenmaterials). Eine vorgängige Analyse des Datenmaterials zur Feststellung der genügenden Häufigkeit pro Klasse erlaubt eine Einteilung in 6 Klassen<sup>1</sup>. Im Folgenden wählen wir die Vertrauensgrenze  $\alpha=0.975$ . Die Sicherheitsgrenze zur Schwelle  $\alpha=0.975$  entnehmen wir DIEM [11, 1982] oder VAN DER WAERDEN [39, 1957] mit  $\chi^2=12.83$  bei  $k-1=5$  Freiheitsgraden. Grössere Werte sprechen für die Annahme der Alternativhypothese, dass die untersuchten Stichproben nicht aus derselben Modellverteilung der Gebietsmittelwertreihe stammen (CZ). Der  $\chi^2$ -Test aller Datenreihen  $CY_j$  mit der Mittelwertreihe CZ ergibt gemäss Tabelle 12 das Resultat, dass die Stichproben  $CY_j$  mit Ausnahme dreier Einzelmonatswerte effektiv dem Verteilungsgesetz der Mittelreihe CZ folgen (Ausnahmen Bern: Januar, September und Lugano: April).

Weiter untersuchen wir die Verhaltensweise einer Datenreihe  $CY_k$  zum Gebietsmittel  $CZ_k$ , welches aus allen Datenreihen exklusive der Teststation  $k$  gebildet wird. Dieser Versuch ergibt in drei Einzelfällen einen grösseren  $\chi^2$ -Wert als die angenommene Vertrauensgrenze (Tabelle 13). Aufgrund des sehr hohen Wertes im Februar bei Säntisdaten kann geschlossen werden, dass der Säntis in allen andern Teilmengen offenbar zu einem ausgewogenen Mittel beigetragen hat! Eine solche Station für eine Kurvenmittelbildung nicht zu verwenden, wäre nur im Monat Februar angebracht. In allen andern Monaten tragen Säntisdaten in ausgeglichener Weise zum Gebietsmittel bei. Anders gesagt, darf sicher nicht aufgrund der Säntisreihe allein eine Gebietsmittelreihe für die Schweiz konstruiert werden. Somit gilt allgemein dasselbe Verteilungsgesetz für Einzel- und Mittelreihe, wobei die Säntisdaten die Ausnahme bilden.

Dieses Resultat erscheint aus klimatologischer Sicht sinnvoll. Eine Einschätzung der kumulierten und standardisierten Trendanomalien über der Schweiz könnte somit vereinfachend anhand einer einzigen geeigneten, besser mit einer aus mehreren Stationsreihen bestehenden, gemittelten Datenreihe angestellt werden. Das Problem besteht darin, die am besten geeigneten Datenreihen auszuwählen. Die Korrelationsanalyse erweist sich dafür als zu unsicher (vgl. oben). Man ist entweder gezwungen, aufgrund klimatologischer Erfahrungswerte die Auswahl zu treffen oder eine Clusteranalyse anzustellen. Für unser Ziel, das Verhalten der Trendanomalien grösserer Gebiete zu beschreiben, würde die einfache arithmetische Mittelbildung von  $CY_j$  und eine  $\chi^2$ -Analyse genügen.

Kumulierte Reihen reagieren empfindlicher als nur standardisierte Reihen. Das Kurvenverhalten bewegt sich meistens innerhalb der gewählten Vertrauenslimite mit der Tendenz, dieser Grenze eher näher zu stehen als im Falle von standardisierten Kurven. Den Beweis erbringen wir in Tabelle 14. Darin haben wir versuchsweise die Trendanomalien nur in ihrer standardisierten Form einer Gebietsmittelbildung und dem  $\chi^2$ -Test unterworfen ( $Y_j, Z$ ). Es liegen vielfach eindeutig niedrigere  $\chi^2$ -Werte vor als mit kumulierten, standardisierten Daten. Die Verwendung einer kumulierten Datenreihe erlaubt eine kritische Beurteilung der gleichen Daten, als sie durch die Diskussion standardisierter Werte möglich wäre. Das kann bedeuten, dass ein anderer Kurvencharakter oder unerkannte Störungen des Datenmaterials in kumulierten Daten eher zum Vorschein kommen können als in standardisierten Reihen.

In diesem Sinne äussern wir hier den Verdacht, dass die durch BAUDENBACHER [5, 1997] homogenisierten Terminwerte der Berner Messreihe durch ihr Verhalten in einzelnen Monaten eher auffallen, als dass sie sich in die Gemeinschaft der Mittellandstationen einordnen würden (Datenreihen wie Neuenburg, Basel, Zürich und Genf erlauben als gute Nachbarstationen diesen Vergleich). BAUDENBACHER hat viel daran gesetzt, die Berner Daten nach allen Regeln der statistischen Kunst zu homogenisieren. Doch scheinen noch nicht sämtliche Zweifel, besonders die klimatologischen, gänzlich behoben zu sein.

In vertieften Studien über das Klima der Schweiz wurden insgesamt 12 Hauptregionen mit mehreren Unterregionen ausgeschieden. Eine umfangreiche *Klimatologie der Schweiz* wurde seither mit dieser Einteilung beschrieben (KLIMATOLOGIE DER SCHWEIZ [22, 1959ff.], SCHÜEPP [38, 1978], SCHÜEPP &

---

1. Die Klassengrenzen wurden wie folgt festgelegt:

- a) > -8.5 bis -1.0
- b) > -1.0 bis -0.5
- c) > -0.5 bis 0.0
- d) > 0.0 bis 0.5
- e) > 0.5 bis 1.0
- f) > 1.0 bis 8.5 [Standardeinheit]

GENSLER [37, 1980]). Sie bezieht sich auf die Absolutwerte der Temperatur und Relationen zwischen verschiedenen Stationen. Unser Resultat des  $\chi^2$ -Tests bezieht sich auf eine Einschätzung der kumulierten, standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur über der Schweiz. SCHÜEPP's Einteilung der Schweiz in Klimaregionen und unser obiger Befund können gleichzeitig nebeneinander bestehen, ohne sich gegenseitig zu stören.

Tabelle 12:  $\chi^2$ -Werte monatlicher, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte ( $CY_j$ ), verglichen mit monatlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur der Gebietsmittlereihe CZ [ $\chi^2$ ].<sup>a</sup>

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Zürich	3.38	7.64	3.23	1.25	2.73	1.69	3.39	1.31	2.86	3.29	1.96	3.44
Basel	2.90	4.95	6.80	1.55	2.32	0.97	9.48	9.18	1.86	4.30	1.66	1.23
Bern	15.91	2.12	3.88	1.46	5.13	10.18	9.02	3.12	14.11	1.92	11.00	3.41
Neuenburg	4.60	2.55	2.15	3.19	5.30	1.29	5.60	6.81	5.78	1.65	2.17	2.52
Genf	3.24	3.20	2.96	1.57	2.18	0.31	3.72	2.44	1.72	5.43	2.85	4.55
Gr. St. Bernhard	10.53	12.20	5.86	2.43	4.74	1.12	3.59	8.58	3.04	2.26	5.43	3.23
Lugano	12.17	2.39	8.27	13.86	5.36	2.03	8.84	6.94	3.88	1.01	0.53	2.09
Altdorf	8.01	1.87	3.82	6.16	2.15	2.90	2.63	8.43	6.32	1.27	1.42	1.43
Davos	11.07	8.42	3.06	0.95	10.76	9.69	8.20	6.66	9.55	0.60	1.10	1.32
Säntis	12.37	10.94	3.06	5.56	4.99	3.10	1.24	5.69	1.38	2.38	3.10	2.91

- a. Tabellen 12 und 13 unterscheiden sich in den für den Vergleich verwendeten Gebietsmittelwerten. Tabelle 12 verwendet das Gebietsmittel CZ sämtlicher betrachteter Stationen, während Tabelle 13 Stationsdaten  $CY_k$  mit dem Gebietsmittel  $CZ_k$  vergleicht.  $CZ_k$  stellt dasjenige Gebietsmittel dar, welches aus allen Datenreihen, exklusive der Teststationsdaten k gebildet wird (Beispiel: Vergleich zwischen der Davoserreihe und dem Gebietsmittel aus allen Stationen, ausser der Davoserreihe; vgl. Anhang 10, Formeln 31 ff.). In den Tabellen 12 bis 14 wird die Sicherheitsgrenze  $\alpha=0.975$  mit  $\chi^2=12.83$  bei  $k-1=5$  Freiheitsgraden betrachtet. Kleinere Werte stützen die Hypothese, dass die untersuchten Werte zur gleichen Grundgesamtheit gehören (Gebietsmittel), grössere Werte sprechen für die Annahme der Alternativhypothese.

Tabelle 13:  $\chi^2$ -Werte monatlicher, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte ( $CY_k$ ), verglichen mit monatlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur der Gebietsmittelreihen  $CZ_k$  [ $\chi^2$ ].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Zürich	4.68	4.79	3.67	1.74	0.85	2.31	1.65	1.94	2.86	3.71	2.24	2.53
Basel	3.08	4.55	7.49	1.55	0.72	0.93	9.18	10.60	1.92	4.47	2.81	1.21
Bern	22.49	3.60	4.77	1.00	1.19	10.54	12.95	3.13	17.63	4.43	13.69	5.82
Neuenburg	5.63	5.48	2.20	4.46	3.96	3.86	5.08	8.85	6.34	1.61	2.08	2.47
Genf	3.78	4.99	3.58	2.97	1.36	0.57	3.72	4.23	3.19	4.62	2.46	5.64
Gr. St. Bernhard	10.21	12.77	5.04	3.98	6.92	1.87	3.83	9.37	1.61	4.18	7.82	1.93
Lugano	9.86	2.77	8.80	12.99	4.44	2.03	6.22	5.41	3.88	2.18	0.08	2.09
Altdorf	8.01	2.06	3.96	8.18	2.15	3.70	2.18	7.68	6.73	1.28	2.74	1.02
Davos	11.27	10.05	2.96	1.88	11.30	10.03	7.54	6.23	10.65	0.46	1.63	1.72
Säntis	8.82	17.03	2.33	5.56	4.35	2.95	1.18	5.06	1.38	2.71	3.98	3.77

Tabelle 14:  $\chi^2$ -Werte monatlicher, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur einzelner Messorte ( $Y_j$ ) verglichen mit monatlichen, standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur der Gebietsmittelreihe  $Z$  [ $\chi^2$ ].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Zürich	2.77	1.69	1.50	2.27	9.37	1.21	0.32	1.30	0.98	0.15	3.59	3.03
Basel	1.69	1.78	1.11	0.79	1.77	0.96	2.49	1.90	2.72	0.78	2.98	1.03
Bern	2.12	1.42	1.70	1.35	2.79	1.83	0.62	0.78	2.00	1.29	3.87	5.11
Neuenburg	1.76	0.52	1.87	1.96	3.50	0.31	0.70	0.09	0.70	1.77	4.84	1.73
Genf	2.12	1.64	2.94	0.94	1.78	0.96	1.23	1.05	0.71	1.65	3.18	5.99
Gr. St. Bernhard	5.09	2.14	7.39	1.65	1.92	1.59	1.35	1.72	0.94	0.87	8.27	4.27
Lugano	4.42	5.22	2.52	1.27	5.82	3.56	1.18	1.27	0.15	3.80	1.98	4.67
Altdorf	0.69	5.11	1.17	1.03	3.80	0.61	1.13	1.14	2.06	1.36	2.79	3.70
Davos	2.90	1.03	4.32	1.14	2.86	2.00	0.92	0.28	1.50	1.25	3.02	3.91
Säntis	3.14	2.38	2.97	1.03	5.07	2.03	4.48	4.87	1.82	6.09	3.81	4.40

#### 4.4. Einfluss einer Homogenisierung von Datenreihen auf die Bildung des Gebietsmittelwertes kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur

Wir haben oben dargelegt, dass die Teilreihentrendanomalienmittelwerte, um den Faktor der Teilreihenlänge 'vergrössert', den kumulativen Summen entsprechen ( $\bar{Y}_{j,n} \cdot n = CY_{j,n}$ ). Es gilt auch  $CY_{j,n}/n = \bar{Y}_{j,n}$ . Wenn wir uns um den Unterschied von Gebietsmittelreihen  $Z$  an jeder Stelle  $n$  aus homogenisierten und unhomogenisierten Daten interessieren, können wir uns auf die Betrachtung der Differenzwerte zwischen Gebietsmittelwerten beschränken:  $D_n = Z_{n(\text{homogen})} - Z_{n(\text{inhomogen})}$ . Für unseren Versuch verwenden wir Daten von allen Stationen in ihrer unhomogenisierten (plausiblen) und homogenisierten Form. Beide Vergleichsdatensätze verwenden wir in der kumulierten, standardisierten Fassung ( $CY_j, CZ$ ; also:  $D_n = CZ_{n(\text{homogen})} - CZ_{n(\text{inhomogen})}$ ).

Wenn sich die Differenz innerhalb eines von uns vorgegebenen Vertrauensintervalles bewegt, haben wir statistisch untermauert keinen Grund, an der Andersartigkeit der Elemente beider Mittelkurven an allen Stellen  $n$  ( $1 \leq n \leq N$ ) zu zweifeln.

Es wurde angenommen, dass sich der wahre Mittelwert der kumulativen, standardisierten Trendanomalien an allen Stellen  $n$  innerhalb der Grenzen des Standardfehlers um die Kurve der homogenen Daten normalverteilt bewegt:

$$CZ_{n(\text{homogen})} \pm \frac{\sigma_{CZ_{n(\text{homogen})}}}{\sqrt{j}} \cdot z$$

(mit  $\sigma_{CZ_{n(\text{homogen})}}$ , der Streuung der verfügbaren Daten  $CZ_n$  an Stelle  $n$ , mit  $j$  = Anzahl Datenreihen für  $CZ_n$  und  $z=2.326$ , der Sicherheitsschwelle  $\alpha=0.98$  aus  $N(0,1)$ , zweiseitig angenommen). Eine solche Differenzkurve für Jahresmittel von  $CZ_n$  stellt Figur 10 vor.

Der Differenzenverlauf bewegt sich an jeder Stelle  $n$  voll innerhalb des Standardfehlers der homogenisierten Werte. Wir können sowohl homogene als auch unhomogene Werte verwenden, unsere Kurve der jährlich kumulierten und standardisierten Temperaturtrendanomalien bleibt statistisch gesehen signifikant. Dieser Schluss ist für diesen Versuch gültig. Bei Betrachtung von Monatswerten solcher Differenzkurven erkennt man, dass für die meisten Monate und Stellen  $n$  dieser Schluss immer noch zutrifft (Figur 11). Einige Stellen  $n$  einzelner Monatsbilder der Differenzenkurven treten über die Vertrauensgrenze hinaus. Das heisst, es bestehen Daten, die auf der monatlichen Basis die Sicherheitsschwelle in wenigen Einzelfällen übersteigen. Statistisch betrachtet muss es solche Fälle geben. Allerdings sind sie durch die Wahl des Vertrauensbereiches gegeben, somit in der Regel klein an der Zahl. Genau dieses Übertreten ist bei einer Beurteilung der Daten bezüglich Homogenität von Interesse. Im nächsten Kapitel werden wir sehen, dass ein gewisses Mass an Übertretungen erlaubt ist. Dieser Umstand, die Bewegung der Differenzenkurve innerhalb der Standardfehlergrenze, erweist sich in mehrfacher Hinsicht als nützlich: Erstens demonstriert er, wie eine Homogenisierung mit zeitweise massiven Korrekturen wohl die Absolutwerte bedeutsam verändern kann, nicht aber wesentlichen Einfluss nimmt auf die Aussage der kumulierten, standardisierten Trendanomalien, das Verhalten der Trendanomalien ist robust gegenüber den meisten, teils mit beträchtlichen Beträgen versehenen Homogenisierungseingriffen.

Zweitens kann es bereits aus statistischer Sicht sinnvoll sein, nicht um jeden Preis alle Untersuchungsdaten ausschliesslich in ihrer homogenisierten Form verwenden zu wollen. Für gewisse Fragestellungen genügen plausibilisierte Daten, um klimatologisch und statistisch gesehen sinnvolle Aussagen machen zu dürfen.

Drittens ist ein Zusammenhang angesprochen zwischen einer Homogenisierung und dem Trendverhalten einer Reihe. Wird eine Datenreihe aufgrund von Resultaten aus Homogenisierungstests und in Unkenntnis der damit verbundenen statistischen oder klimatologischen Einflussnahme verändert, kann eine signifikante Anomalienverfälschung eingeführt werden. Damit würden wir zu grob in den Charakter der Messreihe eingreifen. Darauf aufbauende Aussagen wären nicht mehr haltbar.

Viertens erkennen wir die Möglichkeit der gleichzeitigen Verwendung homogenisierter und plausibilisierter Daten im Zusammenhang mit kumulativen Summen standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur.

Damit lassen sich Untersuchungen vergleichbarer Inhalte mit heterogenen Datensätzen anstellen. Ihre Zusammensetzung nach bestimmten Klimaregionen spielt offenbar für die Interpretationskraft von  $CZ$

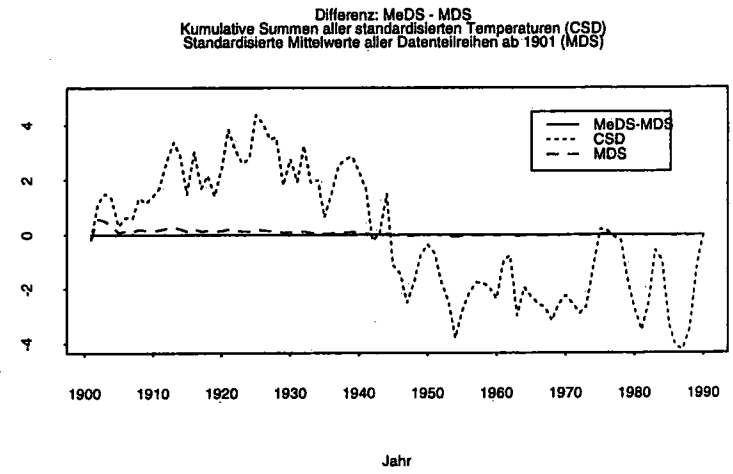
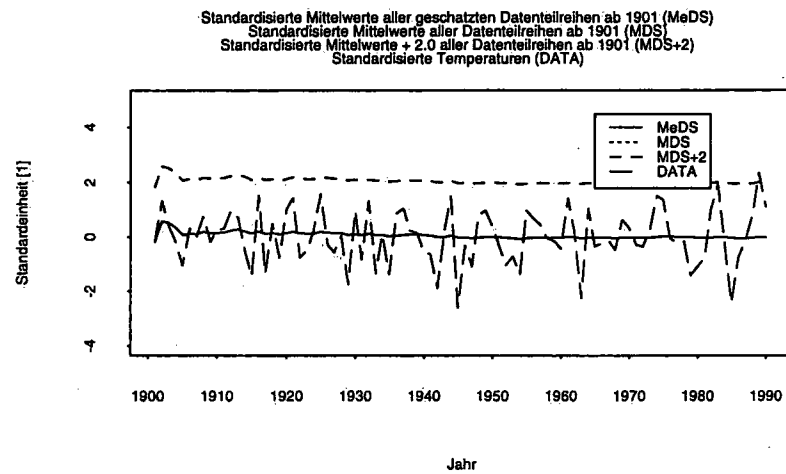
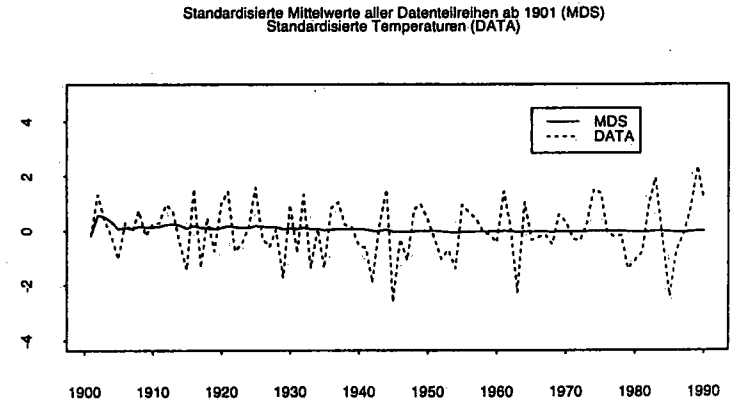
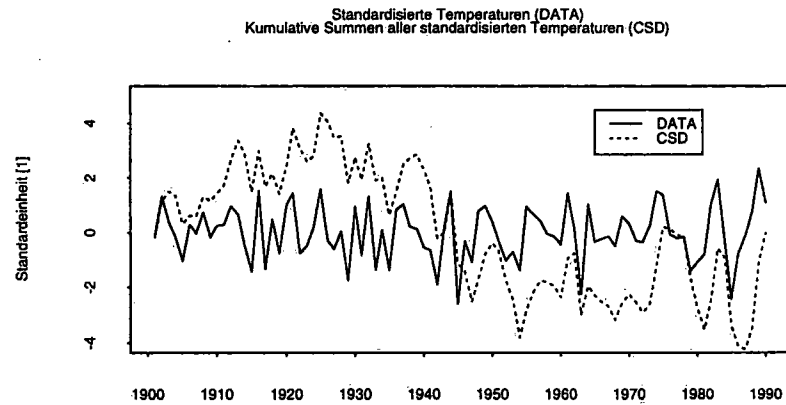
für grössere Räume eine untergeordnete Rolle, wenn wir uns in einem Gebiet mit Quasikonstanz der Temperaturanomalie bewegen.

Wir überlassen es weiteren Untersuchungen, die Frage nach der räumlichen Ausdehnung solcher Gebiete zu stellen, in welchem die selben Trendanomalien der Lufttemperatur vorherrschen.

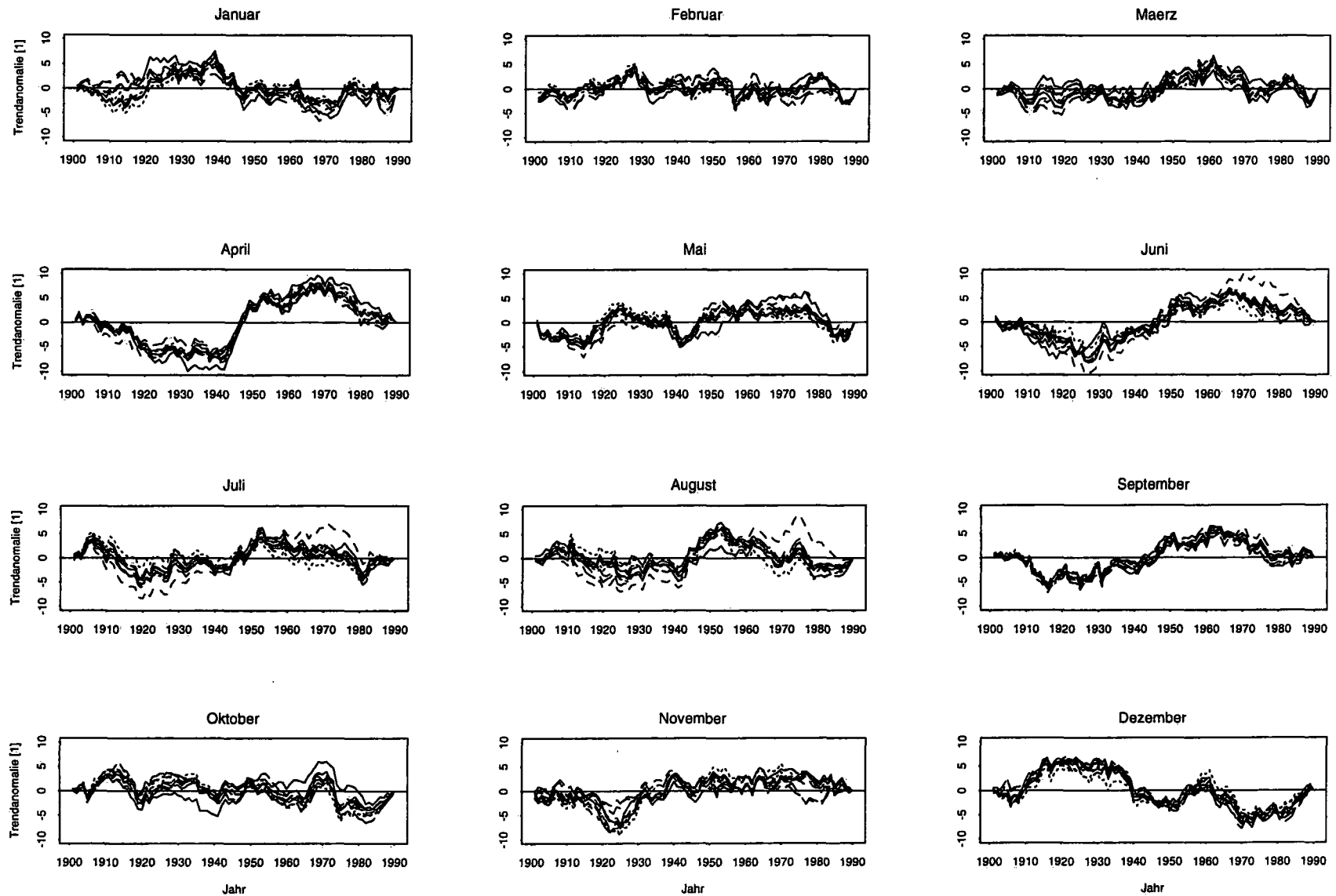
#### **4.5. Interpretationskraft kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur**

Wir halten fest, dass kumulative Summen der standardisierten Trendanomalie der Temperatur eine gute optische Darstellung der Entwicklung des mittleren räumlichen Temperaturtrends in jedem Zeitpunkt seit Beginn der Untersuchungsperiode darstellen. Die gute Verbundenheit von stationsgebundenen Daten der Trendanomalie mit dem Gebietsmittel derselben kann durch Korrelation untermauert werden. Kumulierte Summen von Jahres- und Monatsmittelwerten einer Messstation aus dem betrachteten Raum gehorchen grundsätzlich dem gleichen Stichprobenverteilungsgesetz wie das Gebietsmittel. Sie reagieren insgesamt empfindlicher auf Störeinflüsse anderer Stichprobenverteilungsgesetze als dies die gleichen Datenreihen, nur in ihrer standardisierten Form, zeigen können. Bereits monatliche Analysen können solche Andersartigkeiten aufzeigen. Eine Beurteilung kann mit dem  $\chi^2$ -Test erfolgen. Untersuchungen von Temperaturtrendanomalien sind grossenteils unempfindlich auf Homogenisierung der Absolutwerte und Herkunft der Daten aus verschiedenen Klimaregionen des Raumes. All diese Eigenschaften können für eine Interpretation klimatologischer Zustände und Abläufe aussagekräftige Argumente liefern.

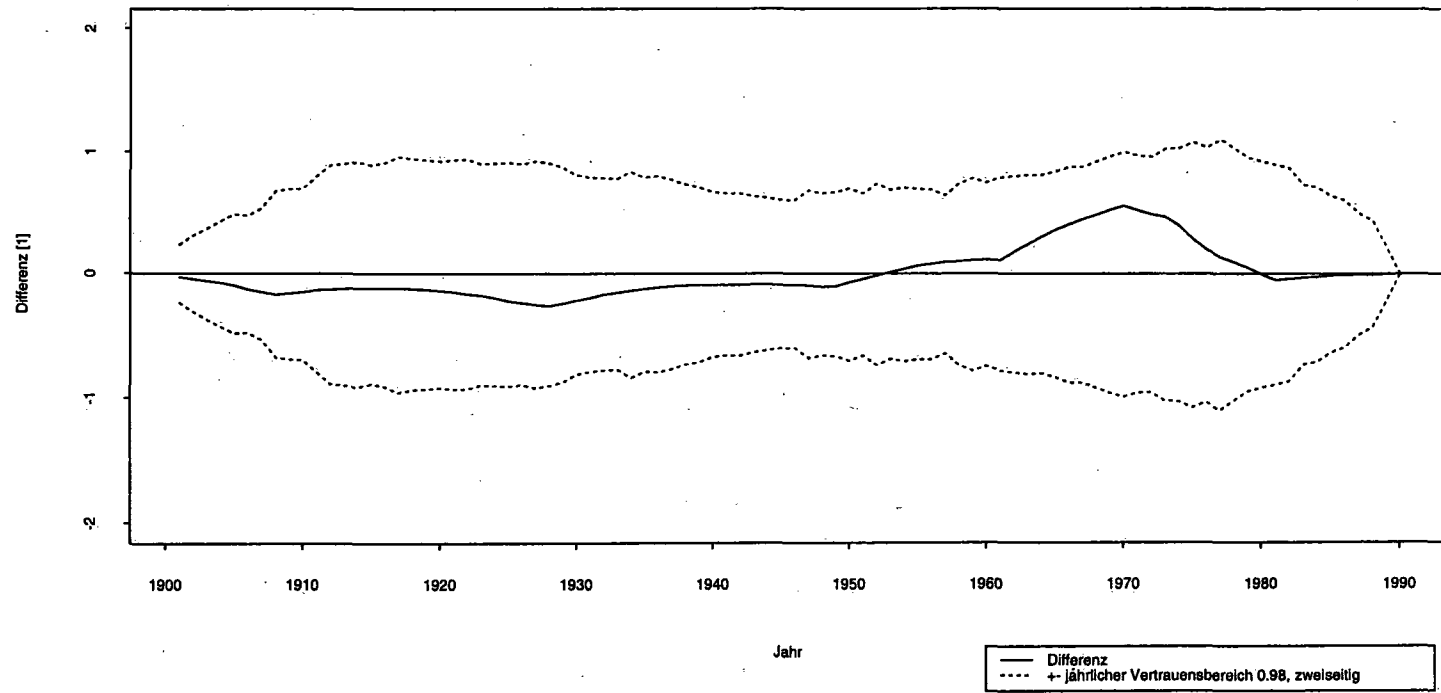




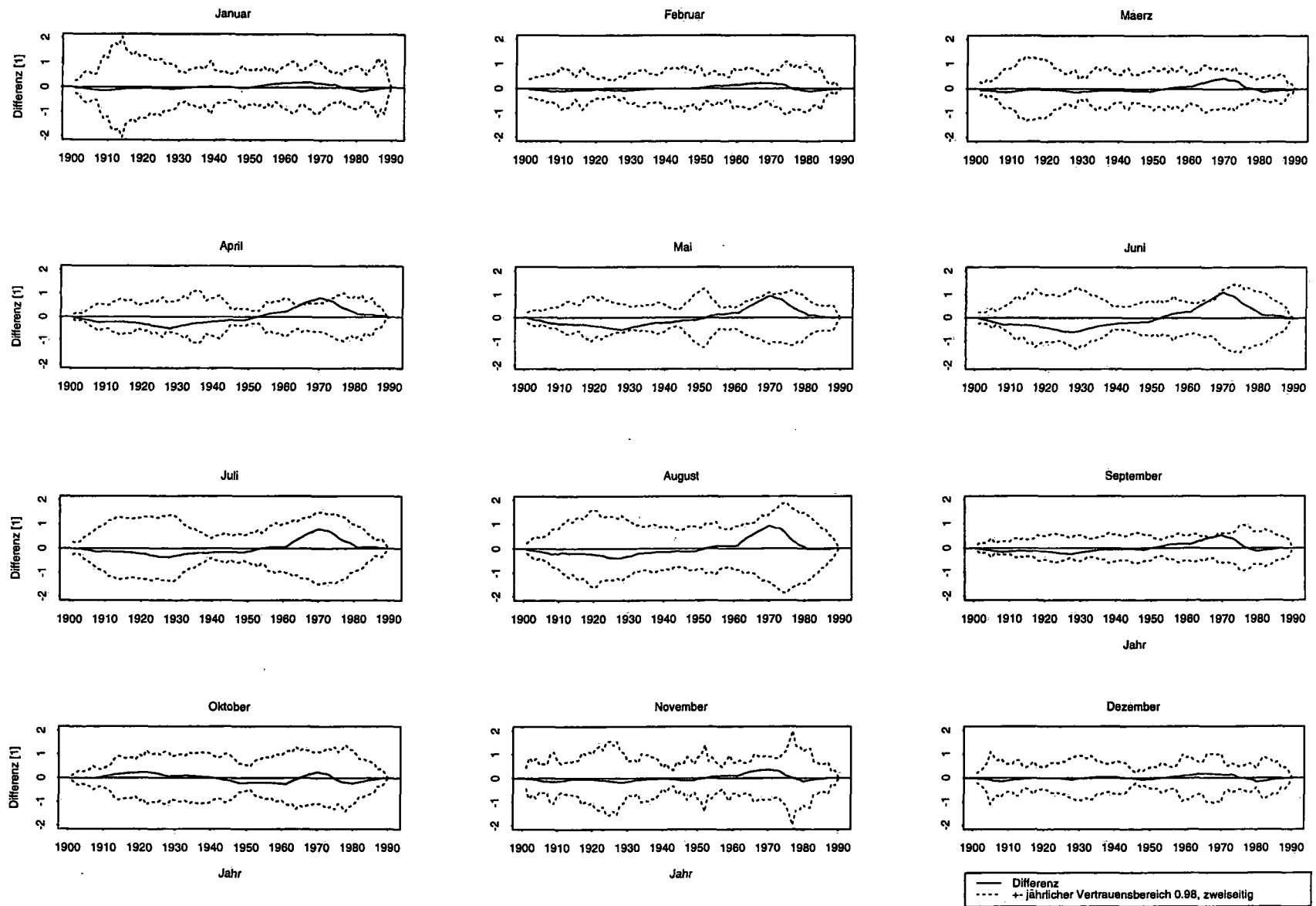
Figur 8: Verschiedene Kurvenverläufe von Datenreihen der standardisierten Januar-temperatur, Gr. St. Bernhard, 1901 - 1990.



Figur 9: Mittlere monatliche, kumulierte und standardisierte Trendanomalien der Lufttemperatur an 10 schweizerischen Messstationen, 1901 - 1990.



Figur 10: Differenz zwischen jährlichen Gebietsmittelwerten homogener und inhomogener, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990 (inklusive jährlicher Vertrauensbereiche  $\alpha=0.98$ , zweiseitig).



Figur 11: Differenz zwischen monatlichen Gebietsmittelwerten homogener und inhomogener, kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990 (inklusive monatlicher Vertrauensbereiche  $\alpha=0.98$ , zweiseitig).

## 5. Varianz von Einzelementen kumulierter, standardisierter Trendanomalieereihen der Lufttemperatur

Da verschiedene Räume mit in sich gleicher Quasikonstanz der Temperatur existieren, wird man durch Auswahl geeigneter Daten solche finden können. Diese Räume sind durch vergleichbare Varianzen der Trendanomalien der Temperatur gekennzeichnet (nur *eine* Stichprobenverteilung der Anomalievarianzen). In diesem Zusammenhang interessiert allgemein, wie die Varianz einzelner Elemente kumulativer Summen von Zufallsvariablen mit  $N$  Elementen ausgestaltet ist. Wenn die Varianz bekannt ist, kann damit ein Vertrauensbereich für ein Auftreten eines Einzelementes der Zufallsvariable an jeder Stelle  $n$  bestimmt werden.

Da die kumulierte Summe einer Folge dem Mittelwert dieser Folge mal deren Länge (Gesamtzahl der Elemente) gleichzusetzen ist, kann darauf aufbauend allgemein die Varianz von Elementen kumulierter, standardisierter Zufallsreihen der Länge  $N$  an jeder Stelle  $n$  mit  $\text{VAR}_n = (n(N-n))/N$  theoretisch festgelegt werden ( $\{1 \leq n \leq N\}$  und  $N \rightarrow \infty$ , Anhang 11). Für endliche Reihen schlagen wir vor, diese Beziehung zu einem Freiheitsgrad in Beziehung zu setzen mit  $\text{var}_n = (n(N-n))/(N-1)$ .

Da im Zusammenhang mit Summen und Differenzen von Zufallsvariablen eine Summe normalverteilter Größen wieder als normalverteilt angesehen wird, definierten wir Vertrauenslimiten  $s_n \cdot z_\alpha$  für Normalverteilungen  $N(0, s_n)$  an jeder Stelle  $n$ . ( $s_n$  ist die Streuung der Verteilung  $N(0, s_n)$  an Stelle  $n$  aus oben definierter Varianz  $\text{var}_n$ , und  $z_\alpha$  wird bestimmt aufgrund einer vorgegebenen Sicherheitsschwelle  $\alpha$  und der Verteilungsfunktion  $\Phi(z) = \alpha$  der Verteilung  $N(0, 1)$ <sup>1</sup>). Auf dieser Basis wurde eine Simulation der Überschreitungen von Einzelementen verschieden langer, kumulierter und standardisierter Zufallsreihen über verschiedene Vertrauenslimiten  $s_n \cdot z_\alpha$  angestellt. Das Ziel dieses Experimentes bestand in der Suche nach einem Kriterium im Zusammenhang mit Überschreitungen solcher Einzelemente über vorgegebene Vertrauensgrenzen hinaus. Wäre dieses Kriterium nicht bekannt, müsste eine Subjektiveinschätzung des Kurvenverlaufes kumulierter Summen über eine undefinierte Schwelle vorgenommen werden. In der Praxis wird dies momentan durch die graphische Einschätzung der Maximalauslenkung der Kurve solcher kumulierter und standardisierter Zufallsvariablen substituiert. Mit der Zahl der überschreitenden Elemente an verschiedenen Stellen  $n$  simulierter Reihen erhielt man eine Stichprobe  $\psi$  der möglichen Anzahl Überschreitungen  $\{\psi: \psi \in \Psi\}$ . Aus mehreren Realisierungen wiederum fragten wir nach der empirischen Verteilungsfunktion  $\Psi$  und konnten daraus Quantilen, verschiedene Sicherheitsgrenzen  $\alpha$  einer Normalverteilung  $N(0, s_n)$  überschreitender Mengen von Einzelementen kumulativer Summenkurven bestimmen (Tabelle 15).

1. Die dem Versuch zugrundegelegten Vertrauenslimiten  $vl_n$  werden demzufolge für jede Stelle  $n$  durch

$$vl_n = \sqrt{\text{var}_{\alpha, n}} \cdot z_\alpha = \sqrt{\frac{n(N-n)}{N-1}} \cdot z_\alpha \text{ bestimmt; } \{1 \leq n \leq N\}.$$

Tabelle 15: Mengen, verschiedene Sicherheitsgrenzen  $\alpha$  von Normalverteilungen  $N(0, s_n)$  ( $1 \leq n \leq N$ ) und einseitige Quantilen der empirischen Verteilungsfunktion  $\Psi$  überschreitender Einzelelemente von Summenkurven kumulierter, standardisierter, normalverteilter Zufallsvariablen, ausgedrückt in Prozenten der Reihenlänge  $N$  [%].

$\alpha$ (zweiseitig):	0.600	0.700	0.800	0.900	0.950	0.960	0.970	0.980	0.990	0.995
Einseitige Quantilen der Verteilungsfunktion $\Psi$										
0.600	43.4	31.8	19.8	7.8	2.8	2.0	1.4	0.9	0.3	0.1
0.700	50.1	38.7	25.7	11.6	4.6	3.4	2.3	1.4	0.6	0.1
0.800	58.4	47.3	33.9	17.6	8.1	6.2	4.3	2.6	1.3	0.3
0.900	69.8	59.7	46.8	28.6	16.0	13.0	9.7	6.3	2.8	1.4
0.950	78.3	69.8	57.6	39.6	25.1	21.2	17.1	12.2	6.4	3.0
0.960	80.5	72.5	60.9	43.0	27.9	24.2	19.6	14.5	7.8	3.9
0.970	82.9	75.7	64.7	47.1	32.3	27.7	23.1	17.4	10.0	5.3
0.980	86.1	79.6	69.6	52.4	37.1	32.9	27.8	21.8	13.4	7.7
0.990	90.1	85.0	76.2	60.7	46.1	41.7	36.4	29.6	19.8	12.4
0.995	92.9	88.9	81.8	68.3	53.7	49.4	44.2	37.2	26.6	18.1

Beispiel: Wir wählen eine Sicherheitsgrenze  $\alpha=0.9$  der Verteilung  $N(0, s_n)$ . Damit finden sich mit einer Wahrscheinlichkeit von 0.96 bis zu 43.0% Einzelelemente einer Reihe, welche die Sicherheitsgrenze überschreiten dürfen. Anders formuliert bedeutet das auch, dass mit gewählter Sicherheitsgrenze  $\alpha=0.9$  nur in 4% der Fälle mit einer grösseren Gesamtzahl als 43.0% aller Reihenelemente zu rechnen ist, welche Übertretungen der Sicherheitsgrenze aufweisen.

Die Versuchsanlage beinhaltete 5 Gruppen mit verschieden langen kumulierten, standardisierten Zufallsreihen ( $N=100, 200, 1'000, 2'000, 10'000$  Elemente). Jede Gruppe bestand insgesamt aus 100'000 Zufallsreihen. Tabelle 15 gibt den Mittelwert der Prozentsätze der entsprechenden Quantilen der 5 Gruppen an.

Uns fiel nach ersten Versuchen auf, dass beliebige Bereiche solcher Kurven öfter ausserhalb des Vertrauensbereiches liegen, obwohl es sich um Stichproben handelt, welche einem einzigen Verteilungsgesetz folgen. Die Maxima der Kurven haben die Tendenz, Überschreitungen der Sicherheitsgrenze zu zeigen, wenn sie sich mehr oder weniger in der Reihenmitte befinden. Die Randbereiche (Beginn und Anfang) der Reihen werden vielfach von Kurvenstellen überschritten, welche kleinere Werte als das Maximum aufweisen. Es sind offenbar nicht nur Maxima kumulativer Summen, welche ein geeignetes Kriterium zur Beurteilung eines Übertretens des Vertrauensbereichs solcher Kurven darstellen. Deshalb konzentrierten sich unsere Auswertungen grundsätzlich auf *alle*, die Vertrauensgrenze überschreitenden Elemente einer kumulativen Summenreihe.

Damit findet sich die wahrscheinliche Anzahl überschreitender Elemente aller Stellen  $n$  einer kumulierten Summenreihe über eine Sicherheitsschwelle, ausgedrückt in Prozent der Gesamtzahl der Reihenelemente (entspricht der jeweiligen Reihenlänge; Tabelle 15). Diese Menge der Überschreitungen einer vorgewählten Vertrauensgrenze bildet eine kritische Grösse, welche eine Beurteilung einer kumulativen, standardisierten Summenkurve erlaubt. Es mag erstaunen, dass diese Anzahl mit grösser werdendem

Vertrauensbereich höher wird. Dies erscheint plausibel, denn je kleiner die Eintretenswahrscheinlichkeit eines solchen Ereignisses wird, desto grösser muss der Anteil an übertretenden Elementen der Reihe werden. Die Elemente einer kumulierten Reihe sind voneinander abhängig.

### 5.1. Statistische Beurteilung von Einzelementen kumulierter, standardisierter Trendanomalie-reihen der Lufttemperatur

ALEXANDERSSON [1, 1986] hat für verschiedene Reihenlängen und Sicherheitsschwellen je eine Testgrösse gefunden. Dieser Wert darf an keiner Stelle der untersuchten Reihe überschritten werden, die Maximalgrösse des Testwertes an jeder Stelle  $n$  muss betragsmässig unter diesem Wert bleiben. Dies entspricht dem *linearen* Anwenden der Testgrösse an allen Stellen  $n$  der Untersuchungsreihe. Wenn man nicht nur die Maximalausschläge der Testwerte einer Reihe, sondern *alle Werte* der Testgrössenreihe beurteilt, muss dies *an jeder Stelle* der Reihe geschehen können. Unser oben geschildertes Experiment hat *alle Werte* einer Testreihe beurteilt und bezog sich auf *jede Stelle* der normalverteilten Zufallsreihe. Unser Beurteilungs- oder Bewertungskriterium vermittelt somit eine Aussage über jene Stellen der kumulierten, standardisierten Zufallsreihe, welche jede für sich die Sicherheitsgrenze einer Stelle  $n$  überstiegen hat. Dabei sind alle Stellen  $n$  betragsmässig mit verschieden grosser Sicherheitsgrenze ausgestattet und berücksichtigt. Die Vertrauenslimite jeder Stelle  $n$  ist gemäss oben zitierter Formel über die Vertrauenslimite  $v_n$  und der vorher festgelegten Eintretenswahrscheinlichkeit  $\alpha$  definierbar. Damit kann an jeder Stelle  $n$  die Vertrauenslimite als Distanz zum Mittelwert der jeweiligen Verteilung  $N(0, s_n)$  berechnet werden. Ein Beispiel für die Sicherheitsgrenzen  $\alpha=0.95$  und  $\alpha=0.99$ , zweiseitig angenommen, für Reihen von 150 Elementen und von 350 Elementen ist in Figur 19 gegeben. Die Streuung an der 74. Stelle seit Beginn einer kumulierten, standardisierten Reihe von 150 Elementen beträgt beispielsweise für  $\text{var}_n$ :  $\sqrt{\text{var}_{74/150}} = (74(150 - 74))/149 = 37,7$ . Die Vertrauenslimiten aller Stellen  $n$  sind durch einen Kurvenzug verbunden dargestellt. Zum Vergleich ist die Testgrösse nach ALEXANDERSSON als gestrichelte Linie eingezeichnet (Für eine Reihe mit  $N=150$  gilt als kritische Testgrösse  $T_0$ : 9.35, für Reihen mit 350 Elementen: 9.90; nach ALEXANDERSSON [1, 1986]). Eine kumulierte, standardisierte Zufallsvariable kann sich innerhalb der aufgezeigten Grenzen bewegen, darf diese andererseits mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit an einzelnen Stellen überschreiten. Die Gesamtzahl der Einzelüberschreitungen darf bis zu dem in Tabelle 15 aufgezeigten Prozentsatz der Reihenlänge vorkommen, sonst würde die Hypothese gestützt, dass eine Inhomogenität in der Reihe vorhanden sein kann. Bei der Ermittlung der überschreitenden Einzelemente ist es nicht von Belang, ob es sich um zusammenhängende Elementegruppen oder einzelne Übertretungen der Sicherheitslimite handelt. Durch die Verwendung von kumulierten Variablen als Testreihe werden sich häufig grössere, zusammenhängende Partien einer Reihe über den Limiten bewegen (Abhängigkeit der Einzelemente untereinander).

Bis jetzt wurde festgestellt, dass Temperaturtrendanomalie-reihen eines hier betrachteten, grösseren Raumes Bewegungen um den allgemeinen Trend der Temperatur ausführen, welche für alle Stationsdaten und den Gebietsmittelwert innerhalb der statistischen Genauigkeit liegen (Standardfehler). Es spielt dabei weniger eine Rolle, ob es sich um homogene Datenreihen oder Messgrössen aus einer gemeinsamen Klimaregion des betrachteten Raumes handelt. Die grössere Rolle spielt die Wahl des Gebietes, welche mit derselben Quasikonstanz der Temperatur ausgestattet sein muss (einheitliche Stichprobenverteilung der Anomalien). Der charakteristische Verlauf solcher Kurven einzelner Orte oder der Gebietsmittelkurve stellt eine klimatologische Einheit dar, nämlich hier den Charakter des Anomalienverlaufes der Temperatur des untersuchten Raumes. Anhand monatlicher Mittelkurven wird ersichtlich, dass die Trendanomalien mit höherer zeitlicher Auflösung sehr spezifische Verläufe annehmen können (vgl. Figur 9). Dieser charakteristische Verlauf der Anomalien sollte möglichst nicht durch Fremdeinflüsse gestört werden!

Maxima kumulativer Summen werden in einigen Homogenitätstests und der Homogenisierung nahestehenden Methoden als Teststatistik verwendet (Tests nach: BUISSAND [7, 1982], CRADDOCK [9, 1979], ALEXANDERSSON [1 & 2, 1986 & 1996], Methoden mit kumulierten Summenreihen EASTERLING & PETERSON [12, 1992], RHOADES & SALINGER [31, 1993], LAMARQUE [23, 1993]; vgl. auch GISLER [17, 1997]).

Der Maximalbetrag solcher Teststatistiken oder anderer Methoden, kumulierte Summen verwendend, wird zum Vorschlag benutzt, die Datenreihe vor oder nach der Stelle  $n$  des Auftretens des Maximums einer Veränderung zu unterwerfen (Homogenisierung). Bedingung dafür ist, dass solche Methoden kumulierte Summen einer Variable als Teil einer Testgröße verwenden. Wird ein solcher charakteristischer Anomalienverlauf durch eine künstlich vorgenommene Handlung gestört, wird die dazugehörige klimatologische Information verfälscht!

Ein Vergleich kumulativer Summen der standardisierten Trendanomalie und einer Testgröße nach ALEXANDERSSON zeigt die nahe Verwandtschaft beider Variablen. Um einen ersten Eindruck zu erhalten, vergleiche man optisch die Absolutbeträge der kumulierten, standardisierten Trendanomalie und die Testgröße nach ALEXANDERSSON für dieselben standardisierten Daten (Figur 12 und 13)! Die beiden Figuren erwecken nicht von vorneherein den Eindruck, dass es sich in allen Fällen um ähnliche Kurvenverläufe handelt. Das liegt daran, dass die Vergleichbarkeit mit mathematischen Mitteln aufgezeigt werden muss.

Die Testgröße ist definiert mit  $T_0 = \max\{T_n\} = \max\{n\bar{p}_1^2 + (N-n)\bar{p}_2^2\}; \{1 \leq n \leq N\}$  ALEXANDERSSON [1, 1986]. Dabei sind  $\bar{p}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_i$  und  $\bar{p}_2 = \frac{1}{N-n} \sum_{i=n+1}^N P_i$ . Die Gleichung ist für einen Test einer Kandidatenreihe mit einer Referenzreihe ausgelegt. Das heißt,  $P_i$  stellt ein Element der z-transformierten oder standardisierten Differenzenreihe dar:  $P_i = (D_i - \bar{d})/s_D$  mit  $D_i = T_i - R_i$  ( $T$ =Testreihe,  $R$ =Referenzreihe,  $s_D$ =Streuung der Reihe  $D_i$ ).

In die Gleichung der Testgröße nach ALEXANDERSSON setzen wir für  $P_i$  direkt Elemente unserer standardisierten, kumulierten Datenreihen  $Y_j$  oder  $Z$  ein.  $Y_j$  kann als Differenzenreihe im Sinne ALEXANDERSSON's aufgefasst werden, weil ein Element dieser Reihe definiert ist als Differenz eines Absolutwertes von seinem geschätzten, linearen Trendwert ( $y_{i,j}$ ), welcher hier durch die Standardisierung 0 geworden ist. Diese Reihe der standardisierten, geschätzten linearen Trendwerte von  $Y_j$  bildet somit unsere Referenzreihe (vgl. Formeln 8, 9, 21 und 22a im Anhang 10). Wir wollen keinen Test durchführen, auch kein Maximum suchen, sondern betrachten die standardisierten Trendanomalien als Grunddaten mit  $\sum_{i=1}^N Y_i = 0$ , falls die Elemente  $y_i$  normalverteilt sind und  $N \rightarrow \infty$ .

Die Testgröße wird dann zu  $T_{0,n} = n\bar{y}_1^2 + (N-n)\bar{y}_2^2$  mit  $\bar{y}_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$  und  $\bar{y}_2 = \frac{1}{N-n} \sum_{i=n+1}^N y_i$ . Nach einigen geeigneten mathematischen Umformungen erhält man die Aussage, dass das Quadrat der untersuchten kumulativen Summe an Stelle  $n$  dem Produkt aus Testgröße und Varianz normalverteilter, kumulierter, standardisierter Zufallsvariablen an der Stelle  $n$  entspricht (Anhang 12). Also  $\left(\sum_{i=1}^n y_i\right)^2 = T_{0,n} \cdot \text{var}_n$ . Diese Relation zeigt, dass in unserer Untersuchung an jeder Stelle  $n$  die Wurzel aus der Testgröße nichts anderem entspricht, als dem Quotienten aus der natürlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalie und der Streuung der Verteilung  $N(0, s_n)$  einer gleichlangen Zufallsreihe:  $\sqrt{T_{0,n}} = \left(\sum_{i=1}^n y_i\right) / (\sqrt{\text{var}_n})$ . Figur 14 zeigt  $\sqrt{T_{0,n} \cdot \text{var}_n} = \sum_{i=1}^n y_i$ . Um die Verwandtschaft augenfällig darzustellen, wurde in Figur 15 der Absolutbetrag der mittleren monatlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalie und die Wurzel aus dem Produkt:  $T_{0,n} \cdot \text{var}_n$  für die Darstellung verwendet.

Damit kann die Kurve der Testgrößen nach ALEXANDERSSON durch die rein klimatologisch begründete Kurve, hier der kumulierten, standardisierten Trendanomalie der Lufttemperatur, und dem Streuverhalten einer gleichlangen Zufallsreihe für jede Stelle  $n$ , praktisch erklärt werden.

Mit andern Worten, ein klimatisches Phänomen, resp. dessen Pulsschlag um seinen langfristigen, linearen Trend, - hier in Form der Temperaturtrendanomalie -, kann Werte annehmen, dass die Teststatistik den Verdacht auf eine Inhomogenität einer Klimareihe anzeigen wird! Dies wird an einigen Stellen der monatlichen Kurvenzüge in den Figuren 14 und 15 augenfällig. Es muss keine Inhomogenität vorhanden sein! Die Auslenkung kann völlig natürlichen Ursprungs sein. Ist sie derart gelagert, dass ihr Maximum den für die Untersuchung gültigen Testwert, zum Beispiel  $T_{0,n,\alpha=0.95}$ , übersteigen würde, müsste laut Alternativhypothese eine Inhomogenität vermutet werden.

Die hier untersuchte Trendanomalie stellt einen Fall dar aus der Menge gleichlanger Stichproben normalverteilter Zufallsvariablen. Diese besitzen die Eigenschaft, sich in einigen Fällen über eine gewählte Vertrauensgrenze hinaus zu bewegen. Solche, allerdings seltene Fälle, gehören zu besagter Menge und sind als natürliche Fälle einzustufen. Eine an verschiedenen Stellen die Vertrauensgrenze überschreitende Stichprobe gehört immer noch zur gleichen Stichprobenverteilung, wenn die Anzahl überschreitender Einzelelemente einen aufgrund eines vorher festgelegten Vertrauensbereiches gewählten Prozentsatz der Reihenlänge nicht übertrifft (vgl. Tabelle 15). Es erhebt sich einzig die Frage, welche Sicherheitsgrenze gewählt wurde.



Wenn eine Untersuchung ein Maximum der Testgrösse ausweist, welches über dem gewählten Sicherheitsniveau liegt, heisst dies noch nicht, dass die Reihe eine Inhomogenität aufweisen muss. Die Kurvenauslenkung kann im Einzelfall völlig natürlichen Ursprungs sein. Neben dem Maximum bestimmt mehrheitlich die Anzahl Übertretungen der Sicherheitslimiten an Stellen  $n$  durch Einzelelemente einer kumulierten, standardisierten Reihe eine Rolle über den Entscheid des Vorliegens einer Inhomogenität! Im Falle der untersuchten, kumulierten und standardisierten Trendanomalie der Temperatur kann keine Inhomogenität der jährlichen Trendanomalien im Sinne des ALEXANDERSSON-Tests festgestellt werden. Die Testgrösse  $T_0$  nach ALEXANDERSSON darf für 90 Elemente lange Reihen den Wert von ca. 9 Standardabweichungen nicht übersteigen. Die monatlichen Trendanomalien zeigen einzelne Stellen weniger Monatsbilder mit kleiner Anzahl Überschreitungen der Sicherheitslimite (Figur 9).

Die Beurteilung hat mit der in Figur 19 gezeigten Form, durch eine den Vertrauensbereich jeder Stelle  $n$  bezeichnenden Punkteschar, zu geschehen. Für  $N \rightarrow \infty$  würde diese Punkteschar in eine Ellipsenkurve übergehen. Als Beispiel haben wir dies mit den Daten aller hier genannten 10 Stationen für den Monat April in Figur 20 dargestellt. Die Vertrauensbereiche  $\alpha=0.95$  an jeder Stelle  $n$  einer Zufallsvariablen mit 90 Elementen wird darin durch eine mit einer gestrichelten Linie verbundenen Punkteschar dargestellt. Obwohl einzelne Kurvenabschnitte der Trendanomalie diese Grenze verlassen, tun sie dies mit einer Anzahl, welche 25.1% der Reihenlänge nicht übersteigt (aus Tabelle 15). Das heisst, ein unhomogenes Verhalten ist mit einer Sicherheit von 95% auszuschliessen (In Figur 20 weisen die Trendanomalien von Lugano die grösste Anzahl Übertretungen der Limiten aller Stationen mit 24.4% der Reihenlänge auf). Eine hohe Auslenkung der Testgrösse nach ALEXANDERSSON könnte einen übereifrigen Bearbeiter solcher Datenreihen dazu veranlassen, nach einer Inhomogenität zu suchen, sie schlimmstenfalls aufgrund von zufälligen, aber den Zeitpunkt des Testgrössenmaximums treffenden Indizien anzunehmen. Das durch den Trendanomalieverlauf im Monat April vermittelte Gesamtbild ist geradezu prädestiniert, bei Betrachtung irgend einer Einzelreihe eine Unregelmässigkeit in den Daten in der Zeit von 1943 bis 1948 anzunehmen. Aufgrund des kumulierten Summenbildes in Figur 9 haben wir die Erklärung sichtbar gemacht: In der *ganzen* Schweiz zeigt die Trendentwicklung der Temperatur in diesem Monat in der ersten Hälfte der betrachteten Periode weniger hohe Temperaturtrendanomaliewerte, als sie im Mittel der Trendbewegung und in der zweiten Hälfte der Untersuchungsperiode vorzufinden sind. Dies trifft bei *allen* verwendeten Datenreihen gleichermassen zu. Der Wechsel von 'kühler' nach 'wärmer' fand sehr abrupt innerhalb weniger Jahre statt. Die Aussage 'kühler, wärmer' bezieht sich auf Auslenkungen der Temperaturtrendanomalien von Teilreihen gegenüber der zugrundeliegenden Tendenz der Temperaturtrendentwicklung der gesamten Untersuchungsperiode (vgl. Figur 9). Dieses Trendanomalieverhalten bewegt die Testgrösse nach ALEXANDERSSON derart, dass hohe Beträge entstehen.

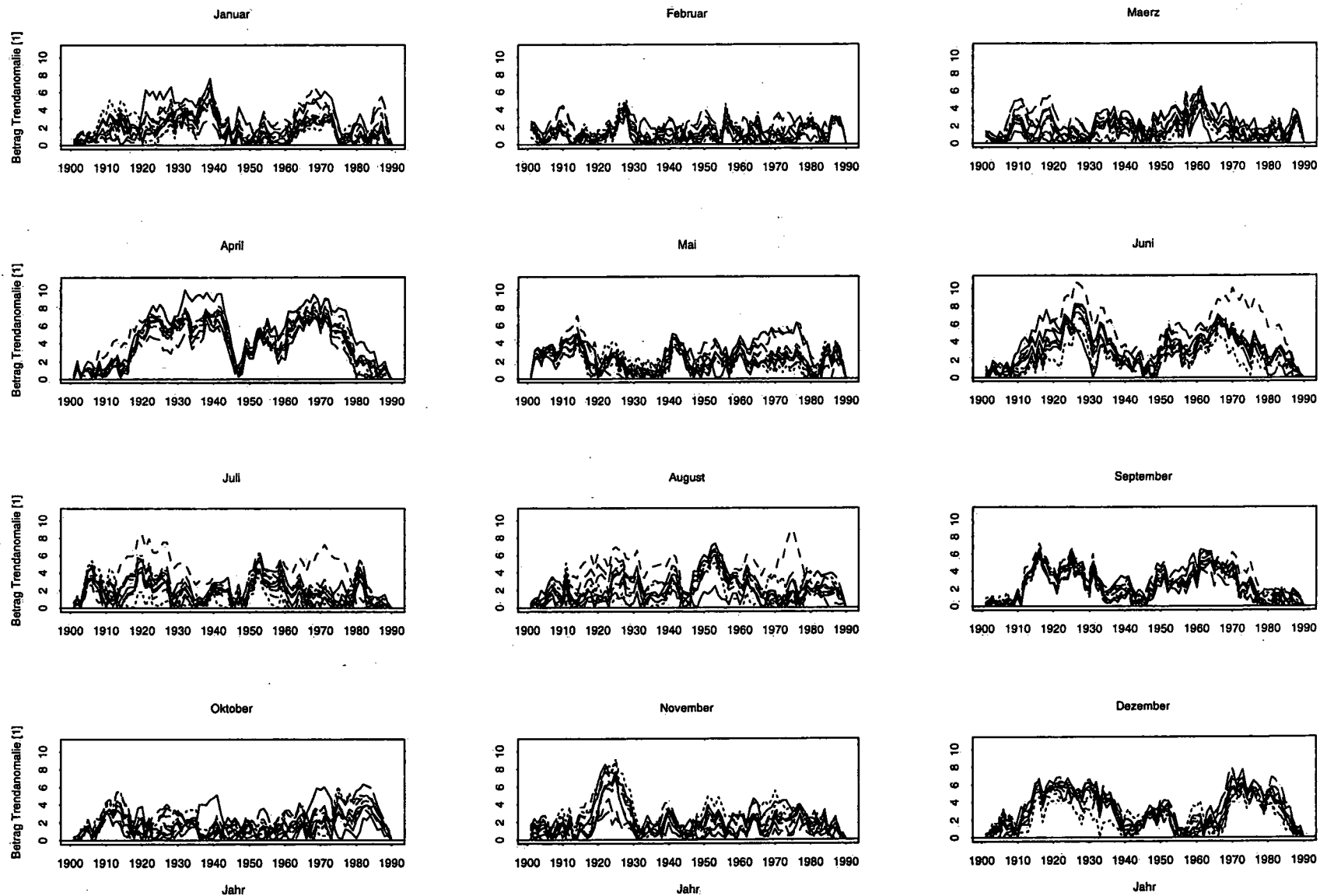
*Es gilt vermutlich heute noch, dass jeder Klimatologe ein ernsthaftes Interesse an möglichst unmodifizierten oder höchstens vorsichtig veränderten und gut dokumentierten Daten hat. Dies gilt in zweifacher Hinsicht. Erstens sind damit die Daten selber gemeint. Zweitens betrifft es die Wahl geeigneter Methoden zur Datenbearbeitung, getroffen aufgrund des allgemeinen Überblicks über die Daten und den Zusammenhang, in welchem diese stehen. Die Kenntnis des mathematischen Gehalts der angewendeten Methoden, die Kenntnis ihrer Eigenschaften und Wirkungen auf das Datenmaterial ist ebenso wichtig wie das Aufarbeiten der Metadaten. Das bedeutet, dass das Anwenden statistischer Verfahren nur durch Reflexion über den Zusammenhang zwischen Methode und Datenmaterial dem klimatologischen Gehalt angepasst werden muss, nicht umgekehrt. Dieser Aspekt ermunterte uns letztlich, die hier gemachten Ausführungen zur Varianz und dem Übersteigen von Vertrauensbereichen anzustellen. Wir hoffen, dass die aufgezeigten Zusammenhänge die zukünftige Entwicklung klimatologischer Erkenntnisse befruchtend unterstützt.*

## **5.2. Zusammenfassung einiger Eigenschaften von Reihen kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur**

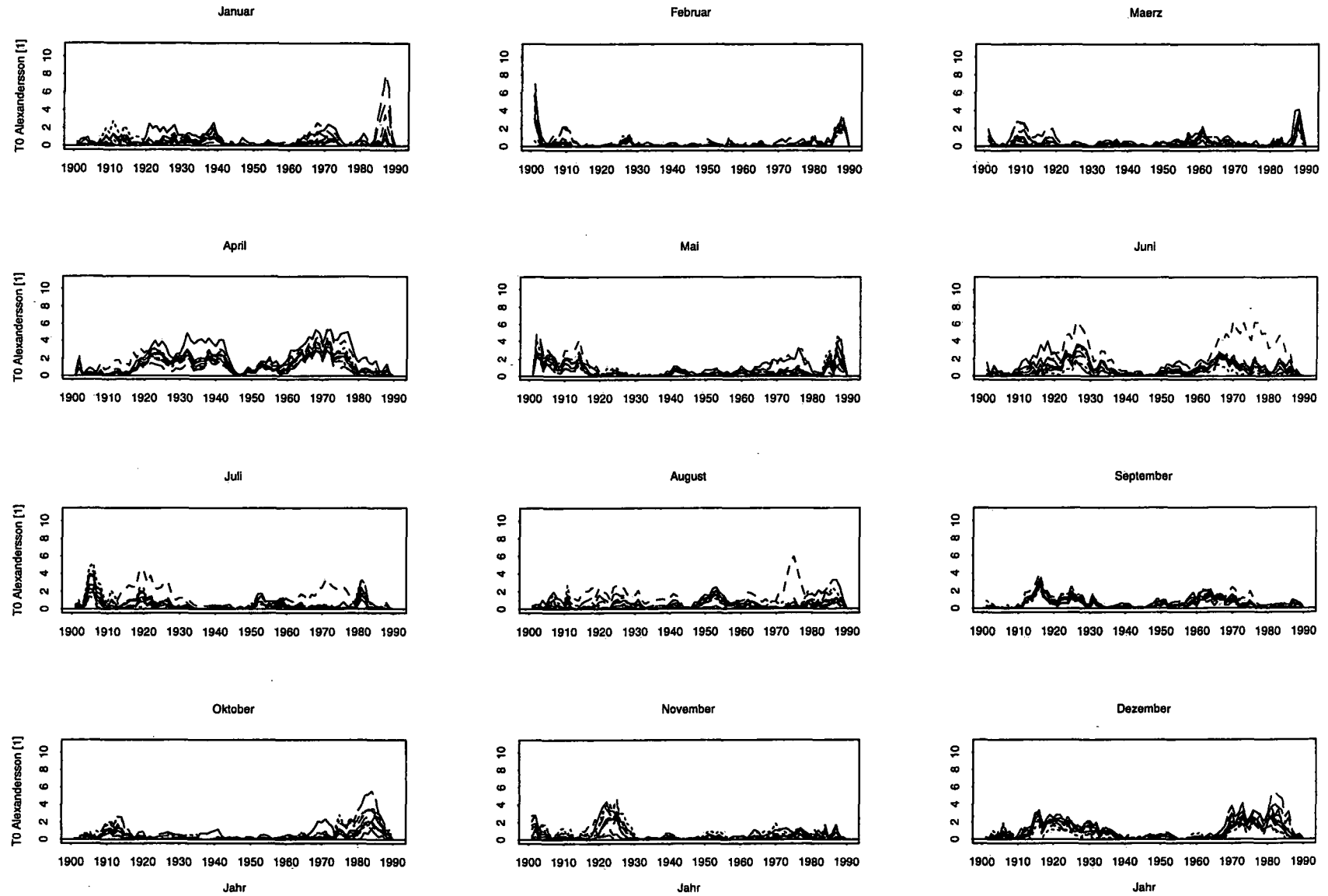
Kumulierte, standardisierte Summenkurven ergeben eine gute optische Darstellung der Trendentwicklung der Temperatur seit Beginn einer Untersuchungsperiode. Sie wird durch die graphische Sequenz aller verschiedenen Mittelwerte der Teilreihentrendanomalien seit dem Beginn einer zeitlich begrenzten

Untersuchungsperiode dargestellt. Jahresmittelwerte der Trendanomalie einer Messstation entsprechen mit statistischer Signifikanz dem Gebietsmittelwert der Trendanomalie des untersuchten Raumes. In abgeschwächter Form gilt dies ebenfalls für Monatswerte, doch empfiehlt sich bei ihnen bereits, den  $\chi^2$ -Test zur Prüfung der Zugehörigkeit zur Stichprobenverteilung des Gebietsmittelwertes anzuwenden. Er zeigt sehr rasch Daten anderer Stichprobenverteilungen an.

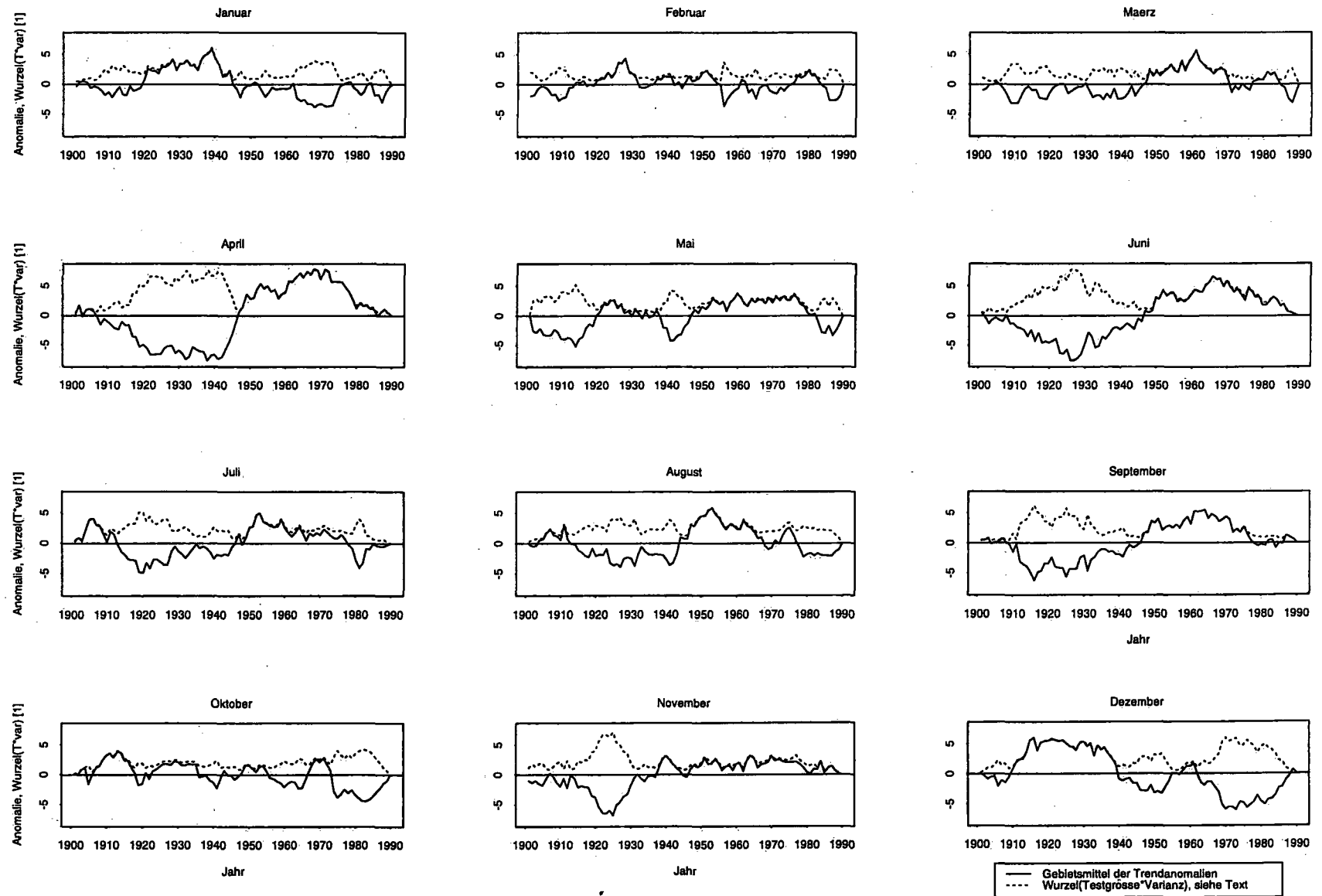
Kumulierte, standardisierte Daten sind unempfindlich gegenüber grossen Änderungen der Absolutwerte (Homogenisierung) oder der Zugehörigkeit zu verschiedenen Klimakammern eines grösseren Gebietes (Region). Sie weisen zudem die statistisch begründbare Eigenschaft auf, natürlicherweise gewisse Testgrössen verschiedener Homogenisierungstests mit ihrem Maximalwert übersteigen zu dürfen, ohne dass ein Fremdeinfluss vorliegen muss (Varianz von Einzelementen kumulierter, standardisierter Zufallsvariablen). Weiter werden neben dem Maximum vorallem beliebige Einzelemente der Reihe eine Sicherheitslimite übersteigen können, ja dürfen. Erst wenn die Gesamtzahl der die Sicherheitslimiten überschreitenden Elemente grösser wird als ein in Tabelle 15 genannter Prozentsatz der Gesamtreihlänge, ist der Datensatz mit einiger Wahrscheinlichkeit inhomogen.



Figur 12: Monatliche Betragskurven kumulierter und standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990.



Figur 13: Monatliche Kurven der Testgrösse nach ALEXANDERSSON von standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur von 10 schweizerischen Messstationen, 1901 - 1990.



Figur 14: Monatliche Gebietsmittelkurven kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur von 10 schweizerischen Messstationen und monatliche Gebietsmittelkurven der Wurzel des Produktes aus Testgröße nach ALEXANDERSSON mal Varianz kumulierter, standardisierter Zufallsreihen, 1901 - 1990.



## 6. Kurze Diskussion mittlerer monatlicher und jahreszeitlicher Trendanomalien der Lufttemperatur über der Schweiz

An dieser Stelle möchten wir nochmals daran erinnern, dass uns standardisierte, kumulierte Abweichungen vom Gesamttrend der Lufttemperatur und ihre Bewegungen um diesen interessieren. Es werden somit keine Angaben über absolute Trends der Lufttemperatur gemacht (vgl. Seite 39).

### 6.1. Trendanomalien der Lufttemperatur über der Schweiz von 1901 bis 1990

In Kapitel 4 wurde die Begründung angegeben, dass die monatlichen Trendanomalienreihen in unserem Falle für eine Interpretation der räumlichen Trendanomalie gemittelt werden dürfen. Diese mittleren, monatlich kumulierten Anomalien sind in Figur 16 dargestellt. Man erkennt unschwer die für jeden Monat charakteristische Änderung der Trendentwicklung seit 1901. Besonders augenfällig sind Verläufe in einzelnen Monaten, wie etwa im April, im Juni und im Dezember. Im Monatsbild April wirken sich die warmen 1940er Jahre als Trigger für den Umschwung der Kumulativkurve aus.

Extreme Einzeljahre können die Trendentwicklung kurzfristig stark beeinflussen. Beispiele finden sich in den Monaten Februar und Oktober. Im Februar 1956 froren einige Schweizer Seen vollständig zu. Die Trendentwicklung wird dadurch sofort leicht negativ, erholt sich nach etwa 5 Jahren wieder und schliesst ungefähr an den Normalstand an. Der Oktober 1974 weist eine Distanz von 3.5 Standardeinheiten zum mittleren Erwartungswert auf. Die Streuung an der 74. Stelle seit Beginn einer Reihe von 90 Elementen beträgt nach der in Kapitel 5 definierten Gleichung für  $\text{var}_n$ :  $\sqrt{\text{var}_{74/90}} = (74(90 - 74))/89 = 3,65$ .

Die vorhandene Distanz 3.5 würde in einer Standardnormalverteilung  $3.5/3.65=0.96$  Standardeinheiten bedeuten. Die Wahrscheinlichkeitsdichte, das heisst, die an dieser Stelle geltende Eintretenswahrscheinlichkeit, beträgt 0.25. Das heisst, diese Eintretenswahrscheinlichkeit ist gar nicht so niedrig, wie man vielleicht annehmen könnte. Der Temperaturwert dieses Oktobers liegt aber immerhin beachtliche  $3.7^\circ\text{C}$  unter dem monatlichen Dezennienmittel von 1971 bis 1980!

Grösseren Einfluss erwirken mehr oder weniger zusammenhängende Sequenzen von Jahreswerten, welche weit vom Erwartungswert entfernt liegen. Das beste Beispiel bieten Daten aus dem Monat April der Jahre 1943 bis 1947 und 1949. Diese Jahre liegen in Zürich im Schnitt  $1.2^\circ\text{C}$  über dem Dezennienmittel von 1941 bis 1950. Die Jahre 1946, 1947 und 1949 weisen  $1.7^\circ\text{C}$ ,  $1.8^\circ\text{C}$  und  $2.1^\circ\text{C}$  Abweichung gegenüber dem entsprechenden Dezennienmittel Zürichs auf. Dies drückt sich aus in einer Distanz gegenüber dem Erwartungswert des Trends von 1.88, 1.93, und 2.1 Standardeinheiten und bewirkt an allen Messstationen vergleichbar, gesamtschweizerisch im Mittel den kumulierten Kurvenanstieg der Trendanomalie der Temperatur von -1.13 auf 9.37 Standardeinheiten innerhalb von 9 Jahren. In ähnlicher Weise verhält sich die Trendentwicklung im Juli und August des gleichen Zeitabschnittes. Aufgrund der Wertebereiche (ranges) der verschiedenen monatlichen Kurven weist der Februar am wenigsten und der April am meisten Veränderung, Variabilität aus (Tabelle 16 und Figur 14).

Tabelle 16: Wertebereich (range) der mittleren monatlichen, kumulierten und standardisierten Trendanomalien der Lufttemperatur an 10 schweizerischen Messorten [1]<sup>a</sup>.

Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
9.6	7.9	8.8	15.4	8.9	14.1	9.9	9.8	11.8	8.2	9.9	12.0

a. 1 = Standardeinheit

In der Schweiz entwickelt sich der Temperaturtrend in der Periode 1901 bis 1990 in drei Vierteln des Jahres ähnlich wie der jährliche Trend (Figur 17). Die Entwicklung der winterlichen Trendanomalie verläuft annähernd umgekehrt zur jährlichen Kurve. Die Winter der ersten Hälfte unseres Jahrhunderts weisen in Bezug zum allgemein ansteigenden Gesamttrend der Temperatur von 1901 bis 1990 (ca.  $1^\circ\text{C}/100$  Jahre) wärmere Verhältnisse aus, während sie in der rezenten Hälfte eher kühler ausgestaltet sind. Diese

Entwicklung ist besonders auf die Verhältnisse im Monat Dezember, in geringerem Masse auf dasjenige von Januardenaten zurückzuführen. Februardenaten haben keinen wesentlichen Beitrag in diese Richtung aufzuweisen (Figur 16).

## 6.2. Trendanomalien der Lufttemperatur über der Schweiz von 1864 bis 1990

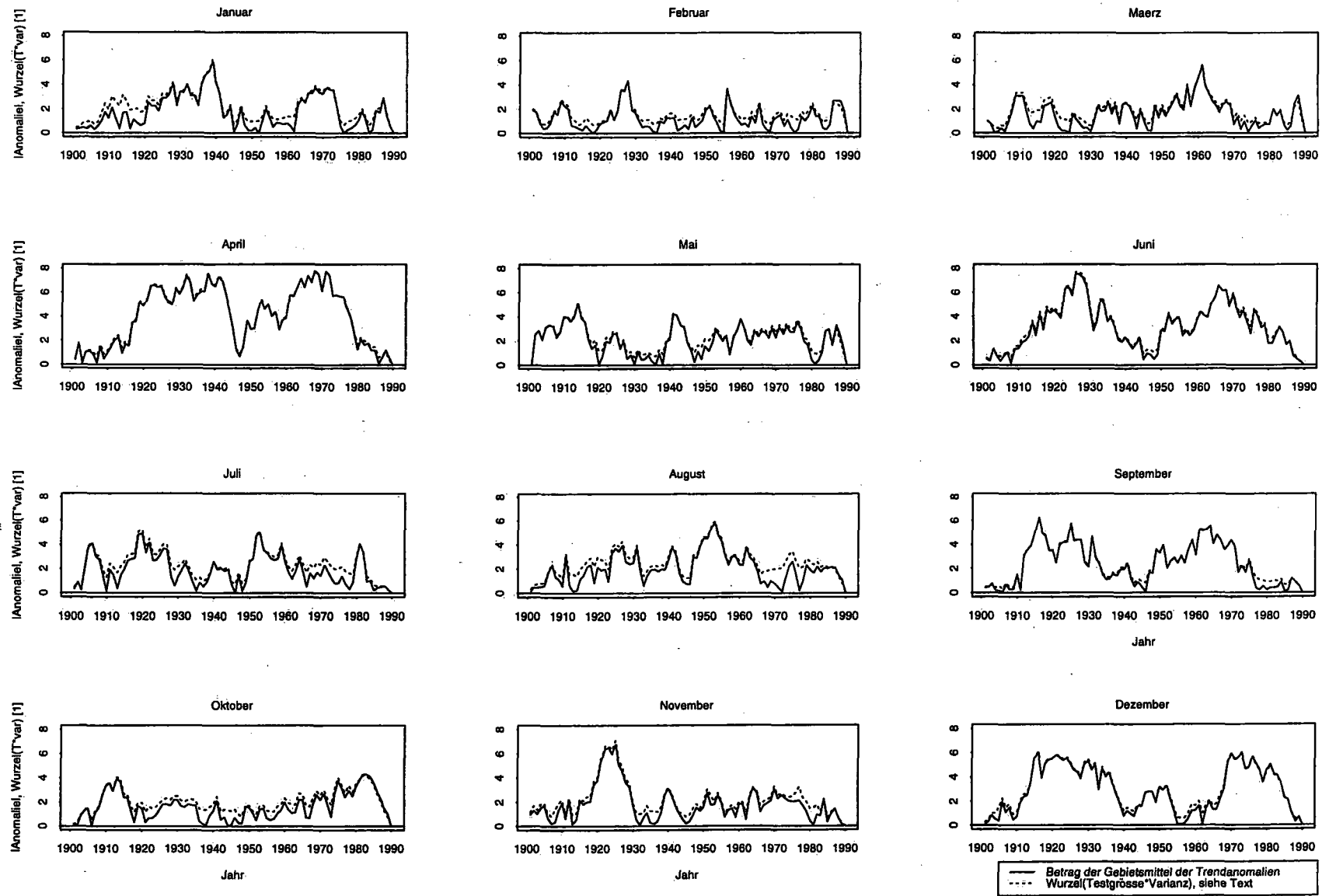
Die Aussagen betreffend der Gültigkeit einer mittleren Trendanomalienreihe aus heterogen zusammengesetztem Datensatz ermuntert und erlaubt, diese über der Schweiz ab einem früheren Zeitpunkt bis heute zu betrachten (vgl. Kapitel 4). Es stehen 6 Stationen aus der in Tabelle 1 vorgestellten Menge mit Messungen ab 1864 zur Verfügung. Es handelt sich um die Reihen von Basel, Bern, Genf, Gr. St. Bernhard, Lugano und Zürich.

Wir erwarten, dass sich der Abschnitt von 1901 bis 1990 als Teilreihe des längeren Datensatzes der kumulierten, standardisierten Trendanomalie der Lufttemperatur ähnlich verhält wie in Figur 17 gezeigt. Natürlich wird sich der besagte Ausschnitt mit andern Absolutwerten zeigen, doch die Struktur der Trendentwicklung muss die gezeigte Form innerhalb der Kurve des jetzt längeren Untersuchungsabschnittes in der typischen Ausprägung von 1901 bis 1990 ähnlich wiedergeben.

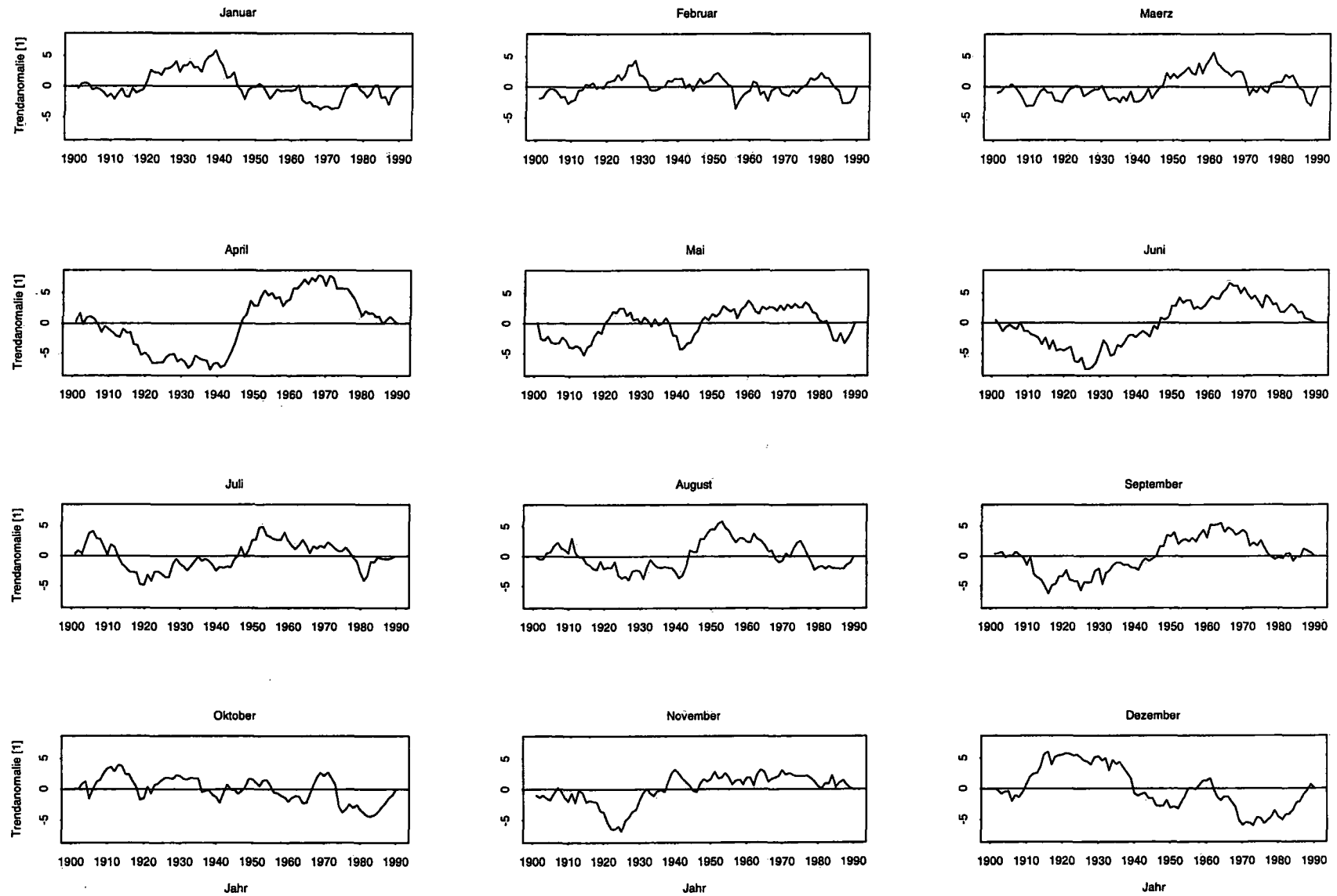
In Figur 18 ist diese Voraussetzung optisch erfüllt, wenn mit Figur 17 verglichen wird. Die Kurven zeigen das bereits beschriebene Bild der Gleichartigkeit des jahreszeitlichen Trendanomalienverlaufs von drei Jahreszeiten, verglichen mit dem jährlichen Kurvenbild. Der Winterkurvenverlauf zeigt über den nun verlängert vorliegenden Messabschnitt nur noch in abgeschwächter Form Gegenläufigkeit in Bezug zur Jahreskurve. Insgesamt haben die drei Jahreszeiten mehr Variation der Trendanomalie erfahren als der Winter. Seine Variation bezüglich dem langfristigen Trend war geringer. Absolut gesprochen wurden die Winter entsprechend dem allgemein herrschenden Temperaturtrend wärmer, waren insgesamt weniger starken Änderungen (Variationen) unterworfen. Die andern Jahreszeiten waren zeitweise wärmer (1864 bis etwa 1915), kühler (1915 bis 1950) und mehr oder weniger ausgeglichen (1950 bis heute), als der allgemeine Trend der Temperatur der Periode 1864 bis 1990 vorgibt. Die winterliche Trendentwicklung weist im Moment die Tendenz zu kühleren Verhältnissen bezüglich dem langjährigen Winteranomalietrend auf. Von 1864 bis 1940 war sie nur in einzelnen Jahren tiefer als der allgemeine Trend, - in neuerer Zeit praktisch immer.

Gemäss dem allgemeinen Verhalten solcher Summenkurven kumulierter, standardisierter Reihen taucht die Frage auf: Wann erfolgt ein Umschwung einer solchen Entwicklung? Nur aufgrund des zufälligen Verhaltens wird man sagen können, je länger sich solche Reihen um ein bestehendes Niveau herum bewegen, umso grösser muss die Wahrscheinlichkeit werden, dass sie es einmal nicht mehr tun werden. Die Richtung, in welche sie umschlagen werden, ist jedoch unbestimmt.

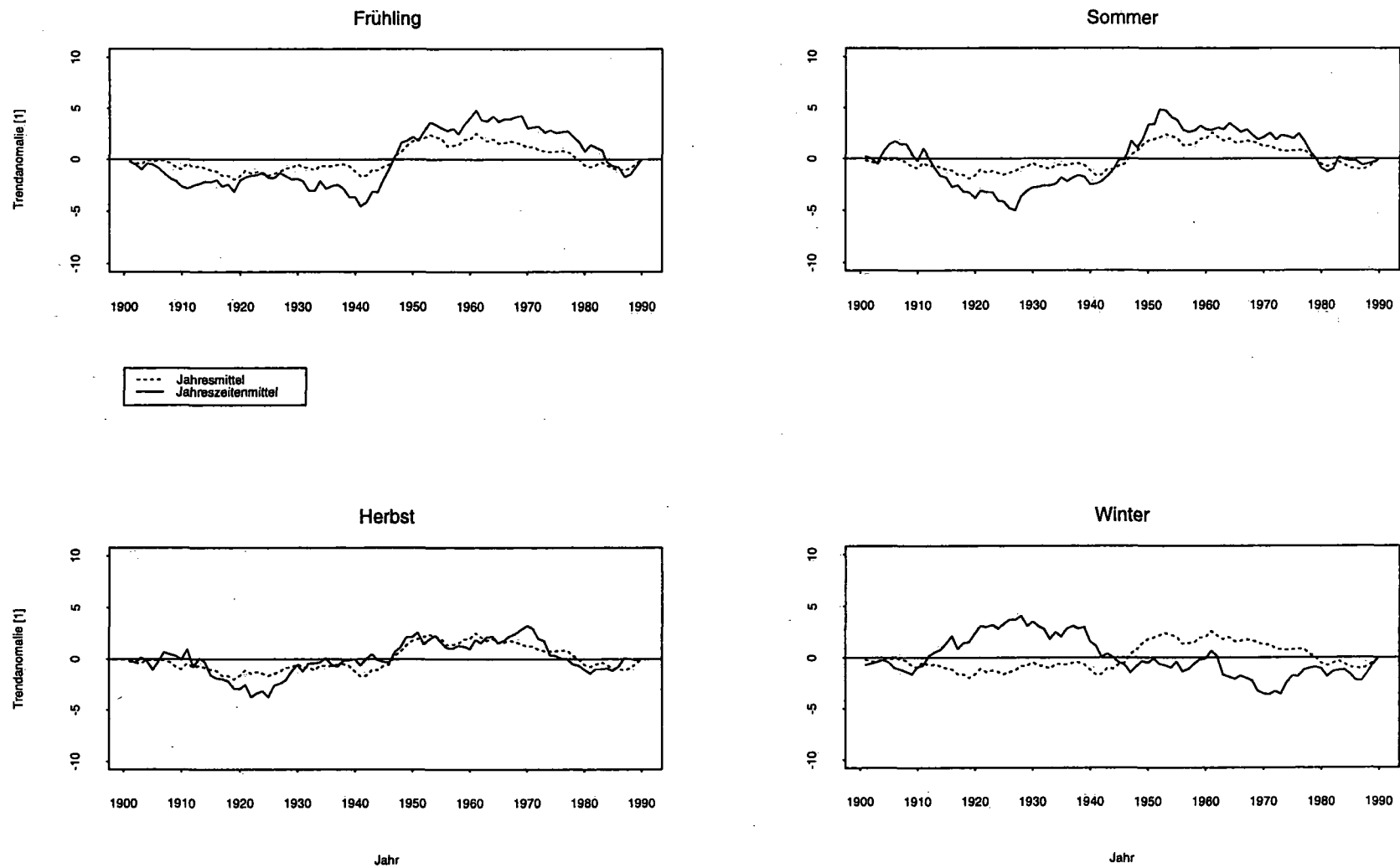




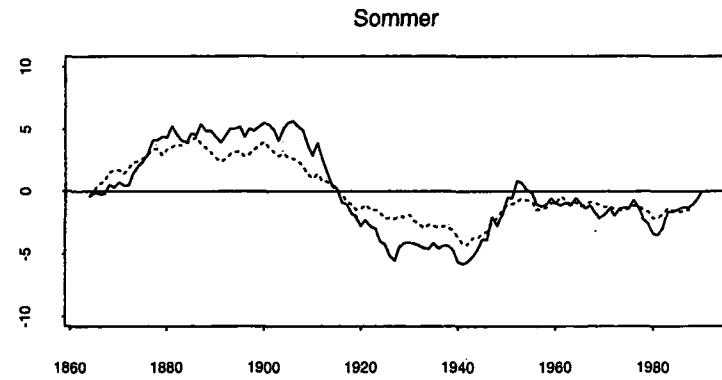
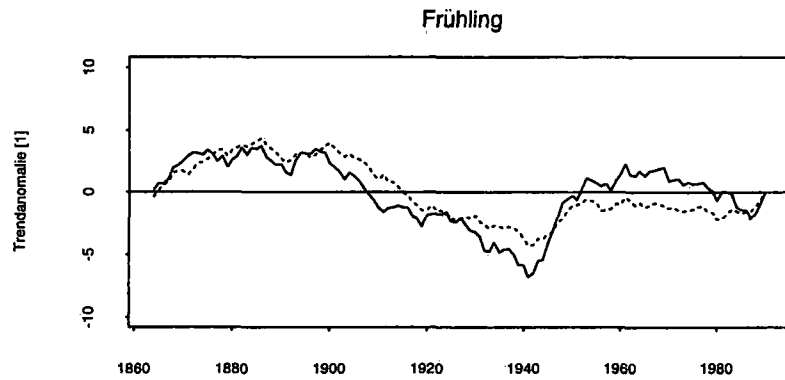
Figur 15: Beträge monatlicher Gebietsmittelkurven kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur von 10 schweizerischen Messstationen und monatliche Gebietsmittelkurven der Wurzel des Produktes aus Testgröße nach ALEXANDERSSON mal Varianz kumulierter, standardisierter Zufallsreihen, 1901 - 1990.



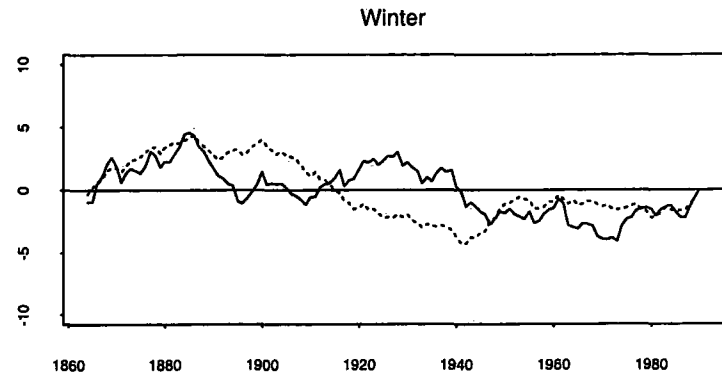
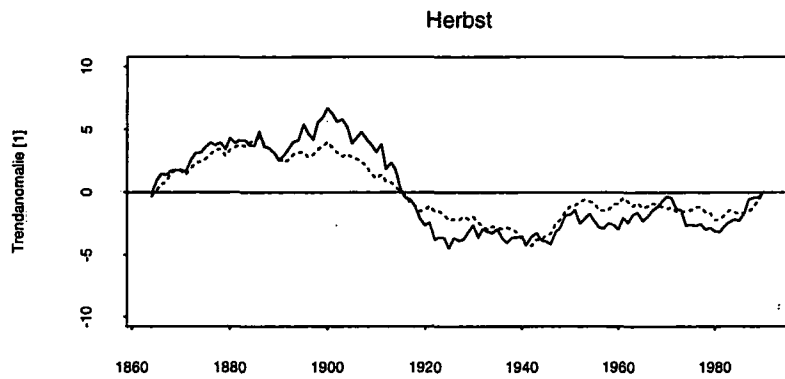
Figur 16: Monatliche Gebietsmittelkurven kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990.



Figur 17: Jahreszeiten- und Jahresmittelkurven der Gebietsmittel kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1901 - 1990.



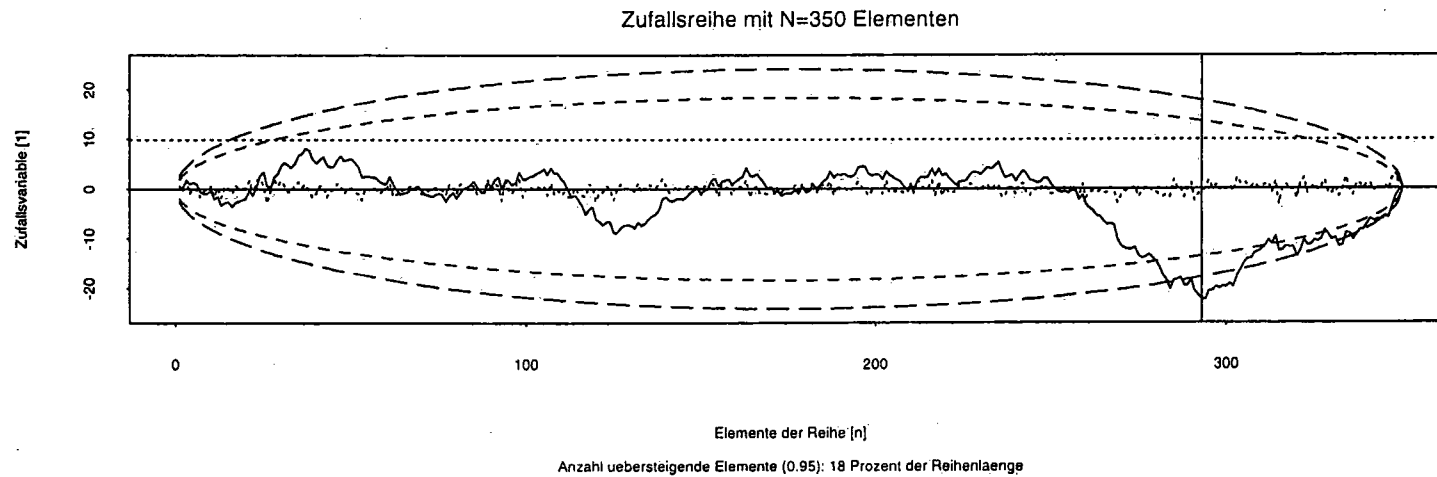
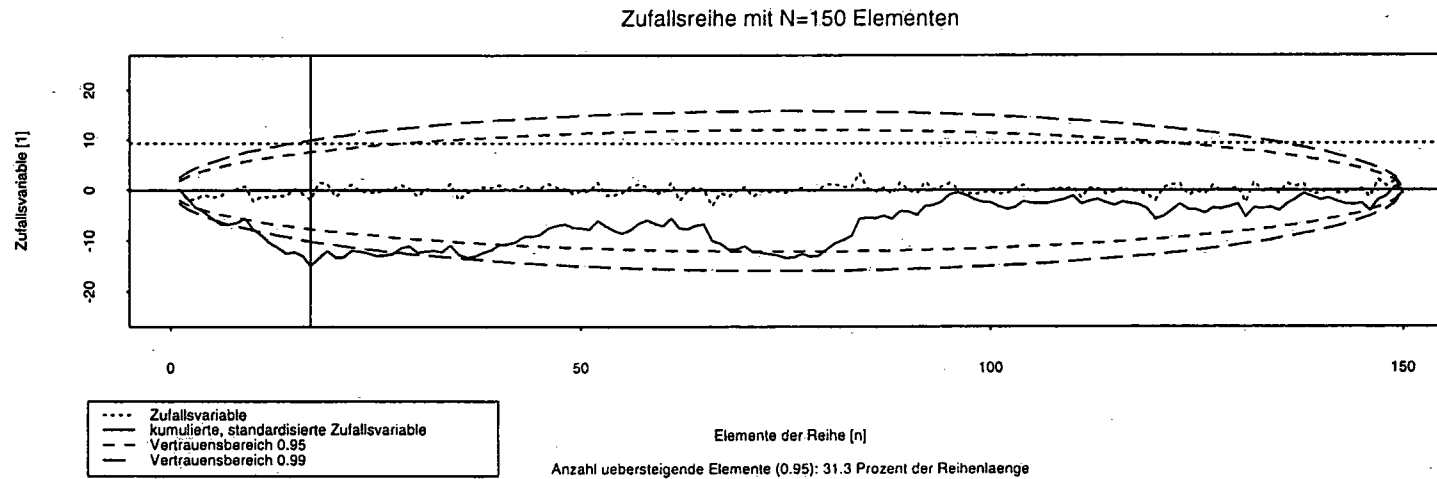
- - - Jahresmittel  
 — Jahreszeit



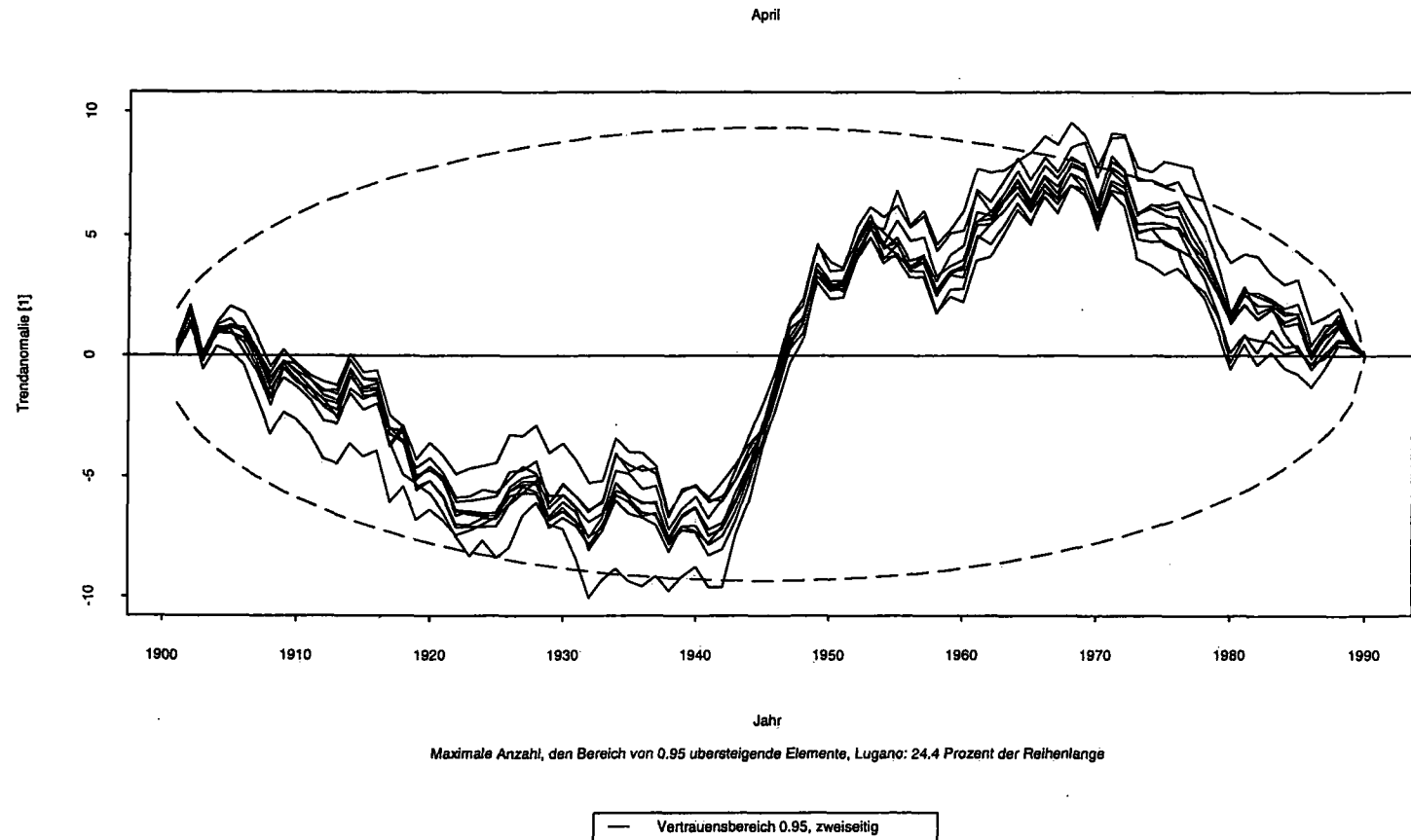
Jahr

Jahr

Figur 18: Jahreszeiten- und Jahresmittelkurven der Gebietsmittel kumulierter, standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur 10 schweizerischer Messstationen, 1864 - 1990.



Figur 19: Vertrauensbereiche mit  $\alpha=0.95$  und  $\alpha=0.99$  Wahrscheinlichkeit für Reihenelemente kumulierter, standardisierter Zufallsvariablen, verglichen mit der Testgröße nach ALEXANDERSSON (Reihen mit N=150 und 350 Elementen).



Figur 20: Kumulierte und standardisierte Trendanomalien im Monat April an 10 schweizerischen Messstationen, 1901 - 1990. Eingezeichnet ist zusätzlich der Vertrauensbereich für  $\alpha=0.95$  Wahrscheinlichkeit jeder Stelle  $n$  von kumulierten, standardisierten Zufallsvariablen gleicher Reihenlänge ( $N=90$ ;  $\{1 \leq n \leq N\}$ ).

## 7. Schlussbetrachtungen und Ausblick

Wichtige, konkrete Resultate der Untersuchung stellen wir in einem ersten Teil der Schlussbetrachtungen kurz zusammen.

Mit graphischer Hilfe, Korrelationsrechnung und  $\chi^2$ -Test wird die optische und statistische Verbundenheit von Einzelreihe und Gebietsmittelreihe nebst der Zugehörigkeit beider Reihen zur selben Stichprobenverteilung aufgezeigt. Man findet eine Gültigkeit für die Mittelbildung mit Reihen aus einem Gebiet mit Quasikonstanz der Temperatur. Die Mittelbildung wird hier zum Zwecke der Generalisierung einer klimatologischen Aussage über das Anomalienverhalten formuliert.

Unter der Voraussetzung von Quasikonstanz der Temperatur im Raum über der Schweiz zeichnen Teilreihenmittelwerte der Lufttemperatur die Spur der Entwicklung des Temperaturtrendes der gesamten betrachteten Zeitperiode des gleichen Raumes auf. Dies wird durch die graphische Darstellung der kumulierten, standardisierten Trendanomalien der Temperatur erreicht. Daneben ergibt sich, dass es für die verwendeten schweizerischen Temperaturreihen unerheblich ist, ob diese Daten in homogener Form vorliegen oder einer spezifischen Klimaregion entstammen.

Durch Simulationen mit kumulierten, standardisierten Zufallsvariablen findet sich eine kritische Menge von Reihenelementen, welche grössere Werte in Standardeinheiten aufweist, als eine im voraus bestimmte Quantile der empirischen Verteilungsfunktion  $\Psi$  unter Berücksichtigung einer Sicherheitsgrenze  $\alpha$  von Normalverteilungen  $N(0, s_n)$  vorgibt (vgl. Kapitel 5). Diese Teilmenge übertretender Einzelelemente steht im Bezug zur Gesamtmenge der untersuchten Reihe (Länge). Mit Hilfe der Varianzbeschreibung für Einzelelemente kumulativer, standardisierter Variablen kann für alle Stellen  $n$  einer Reihe mit  $N$  Elementen  $\{1 \leq n \leq N\}$  ein Vertrauensbereich definiert werden. Dies erlaubt das Aufzeigen eines Bereiches für die Gesamtreihe, in dem sich die Reihenelemente mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit bewegen (und diesen Bereich auch übertreten dürfen!). Einige mathematische Zusammenhänge erhellen die Verwandtschaft einer Testgrösse nach ALEXANDERSSON mit dem Betrag der kumulierten, standardisierten Trendanomalie der Temperatur. Diese Verwandtschaft gilt allgemein für kumulierte, standardisierte Variablen. Es zeigt sich, dass eine beliebige Stelle  $n$  einer kumulierten, standardisierten Reihe der Trendanomalie der Temperatur nichts anderem entspricht als der Wurzel des Produktes aus einer Testgrösse  $T'_{0,n}$ , ähnlich der Testgrösse nach ALEXANDERSSON ( $T_0$ ), multipliziert mit der Streuung der Verteilung  $N(0, s_n)$  einer gleichlangen Zufallsreihe:  $\sum_{i=1}^n Y_i = \sqrt{T'_{0,n} \cdot \text{var}_n}$  (vgl. Kapitel 5). Für alle Methoden, welche kumulierte, standardisierte Teile in einer Testgrösse verwenden, erscheint es sinnvoll, mehr als nur die Maximalauslenkung einer Testgrösse zu beurteilen. Wir schlagen deshalb vor, sämtliche Elemente von Variablen, welche einen Vertrauensbereich kumulierter, standardisierter Einzelelemente in gewissen Proportionen zur Reihenlänge überschreiten, einer Beurteilung ihres signifikanten Vorkommens inner- oder ausserhalb eines Sicherheitsbereiches zu unterziehen (vgl. Tabelle 15). Völlig natürliche Phänomene sind in der Lage, Bewegungen der Testgrösse eines Homogenitätstests derart zu bewirken, dass fälschlicherweise Dateninkonsistenzen vermutet oder gar signifikant angezeigt werden können. Mit den relativ hohen, kumulierten und standardisierten Trendanomalien der Temperatur im Monat April über der Schweiz haben wir ein Beispiel dafür zeigen können (Figur 20). Die verhältnismässig warmen Temperaturwerte einiger Jahre im 4. Dezennium dieses Jahrhunderts verursachen diesen Gang der Trendanomalienkurven sämtlicher untersuchter, schweizerischer Stationen. Dieser Vergleich, - zusammen mit der für Simulationen verwendeten mathematischen Sicht auf die Daten -, ermuntert uns zur Feststellung, dass Homogenitätstests in der Lage sein könnten, eine erweiterte statistische Gültigkeit der Testgrösse beschreiben zu können.

Die Trendanomalieentwicklung der Lufttemperatur über der Schweiz zeigt mittlere jahreszeitliche Charakteristiken, die durch Kurvenzüge von drei Jahreszeiten mit mehr oder weniger Gleichlauf mit der jährlichen Bewegung ausgezeichnet sind. Die Entwicklung der winterlichen Trendanomalie über der Schweiz ist mit kleinerer Variabilität ausgestattet, als jene der andern Jahreszeiten. In Bezug zum allgemeinen Temperaturtrend des Winters und jenem der andern Jahreszeiten verlief seine Entwicklung meist in umgekehrter Weise. Ab etwa 1890 zeigt sich dieses gegenläufige Verhaltensmuster in Bezug zum Verhalten der Trendanomaliekurve der andern Jahreszeiten. Gemeinsam betrachtet ergibt dies für sommerliche Temperaturen bis ca. 1915 beispielsweise eine wärmere Ausprägung des Teiltrends als das jährliche, langfristige Mittel zeigt. In derselben Zeit liegt der winterliche Teiltrend durchwegs unter dem

jenigen des Jahres und zudem bewegt er sich in Bereichen um die zugrundeliegende Trendentwicklung. Das bedeutet insgesamt eine etwas vergrösserte Jahresamplitude, kontinentalere Temperaturverhältnisse. Umgekehrt liegen Jahres- und Sommertrendentwicklung von etwa 1920 bis 1950 durchwegs unter der mittleren Gesamttrendentwicklung der Temperatur über der Schweiz. Die Winteranomalien zeigen in besagter Zeit höhere und normale Werte bezüglich dem mittleren Gesamttrend (Figur 18). Die Jahresamplitude ist durch die tieferen Sommer- und höheren, bis normalen Winterwerte der Trendanomalie mit kleineren Beträgen versehen. Somit haben in jener Zeit ozeanischere Verhältnisse geherrscht. Diese Thesen müssten mit Niederschlagsreihen und deren Verhältnis zu ihrem Gesamttrend untermauert werden. Nicht nur die Niederschlagsmengen, auch die Niederschlagsart und ihre zeitliche Verteilung wäre dann von Interesse. Höchstwahrscheinlich steckt in diesem längerfristigen Wechsel zwischen Kontinentalität und Ozeanität der Temperatur- und Niederschlagsverhältnisse noch mehr Informationsgehalt zur Klimaänderung. Insbesondere die Betrachtung des Trendanomalieverlaufes über dem Alpenraum würde wegen der ausgeprägten Touristikkomponente mehr Beachtung verdienen.

Schliesslich finden sich zusammen mit den konkreten Resultaten gewisse, für weitere Untersuchungen Stoff bietende Aspekte, welche im Folgenden als Anregung und Ausblick kurz skizziert werden.

Mit dem Ziel, möglichst viel Eigenkonsistenz in den Daten zu belassen, finden sich Wege, gewisse Probleme der Vergleichbarkeit von Messreihen ohne Informationsverlust zu lösen. Exemplarisch bringen wir die Tagesamplituden der Lufttemperaturmessung in Genf und auf dem Gr. St. Bernhard anhand der Terminanomalie je in eine einheitliche, durch eine Instrumentenaufstellung bedingte Form. Es zeigt sich, dass die Terminanomalie einen beachtlichen Anteil an monatlichen Korrekturwerten ausmacht (Tabelle 8). Dieses Beispiel mag zusammen mit dem Aspekt der Terminwertkorrektur die Herstellung einer Eigenkonsistenz der Daten betonen helfen. Mit ihrer Herstellung erreicht man bereits einen derart hohen Grad an Qualität der Daten, dass für gewisse Untersuchungen der Aufwand einer zusätzlichen Homogenisierung nicht unbedingt eine wesentliche Qualitätssteigerung bringen muss. Zugegeben, ein Anwenden weitverbreiteter Statistiksoftware ist im Vergleich mit der Suche nach ergänzender Metadateninformation oftmals einfacher. Ob eine einfache Anwendung auf einen komplexen Sachverhalt die Dinge immer in ihrer besten Form darstellt, mag jeder Leser selbst beurteilen.

Falls eine homogene Monatsmittelreihe noch gewisse Restunsicherheiten aufweisen sollte, kann dies unter Umständen mit einer noch zu verbessernden Situation im Bereich der Terminwertanomalie begründet sein. Wir können mit Daten vom Gr. St. Bernhard zeigen, dass der Anteil dieser Terminanomalie am Korrekturwert einer Monatsmittelreihe erheblich sein kann. Die Auswirkungen auf die Monatsmittelwerte sind vermutlich gering, dies hängt jedoch einzig davon ab, ob starke Terminverschiebungen zu bedeutenden Korrekturen solcher Mittel führen würden. Die Auswirkungen auf Aussagen über Klimaänderungen ihrerseits hängen vielfach einzig von den Monatswerten der verwendeten Reihen ab. Gerade Messreihen auf Monatswertbasis, welche seit längerer Zeit als homogen bekannt sind und in heutigen, zum Teil globalen Datensammlungen für Modellrechnungen benutzt werden, könnten aufgrund ausstehender Bereinigungen im Bereich der Terminanomalie Unsicherheiten beinhalten. Wir sind uns bewusst, dass wenig lange Säkularreihen der Temperatur bis auf den mittleren monatlichen Wert eines Messtermines homogenisiert worden sind. Der Aufwand wird in den meisten Fällen als zu gross eingeschätzt, wenn er überhaupt geleistet werden kann. Falls man nicht auf Parallelmessungen zurückgreifen kann, jedoch über tägliche Einzelmessungen verfügt, kann mit dem gezeigten Ansatz immerhin eine gut genäherte Korrekturgrösse bestimmt werden (vgl. Tabellen 7 und 8).

Qualitativ verschieden ausgebildetes Datenmaterial, welches zudem aus diversen Klimakammern der Schweiz stammt, kann unter Voraussetzung der Quasikonstanz und in standardisierter Form für klimatologische Anomalieuntersuchungen verwendet werden. Die Entwicklung des linearen Trends der Temperatur wurde in Form der Trendanomalie aus homogenen und teilweise homogenisierten Daten gebildet. Dass dies statthaft ist, wurde bereits ausgeführt. Diese Möglichkeit der Kombination plausibler und homogener Daten zeigt, dass nicht 'nur eine gültige' Datenart existiert. Je nach Auswertung kann von Fall zu Fall der Qualitätsanspruch an das Datenmaterial ein anderer sein. Die klimatologische Aussage wird sich deswegen nicht immer völlig anders präsentieren! Dies gilt auch, und in heutiger Zeit speziell, für Bearbeitungen aus früherer Epoche. Aus heutiger Sicht können ältere Arbeiten sehr wohl wieder- und weiterverwendet werden. Wenn heute sogenannte 'moderne, statistische Methoden' als einzige 'wahre Werte' einer Reihenbearbeitung hochstilisiert würden, - welche die früheren Bearbeitungen



nicht vorweisen können -, wäre dies ein Fehlschluss. Man vergesse dabei leicht, dass es sich mit dem 'wahren Wert' der klimatologischen Reihenbereitstellung genauso verhält wie mit dem 'statistisch wahren Wert'. Es existiert ein Standardfehlerbereich um ihn herum. Darin haben 'ältere' und 'neuere' Bearbeitungen gleichermaßen Platz. Es stellt sich höchstens die Frage, ob die Möglichkeiten, Methoden und Absichten einer Bearbeitung ganzheitlich wahrgenommen und auf aktuelle Verhältnisse umgesetzt werden können. Eine solche Rehabilitation der Bearbeitung von Klimareihen mag in der heute üblichen, farbig geprägten und computerisierten Welt etwas grau erscheinen. Uns geht es effektiv um den wahren Wert, jenen der Klimatologie nämlich. Die Farben spielen keine grosse Rolle, wenn es um die Darstellung eines Inhalts geht, welcher dazu dient, genauere Auskunft über eine Klimaänderung zu erhalten, und wir sind zuversichtlich, dass die Suche nach ihm die verschiedensten Gesichter annehmen kann und weiterhin Klimatologen einander näher bringen wird.

Eine qualitative Analyse des Trends und seiner Entwicklung ist durch die Varianz kumulierter, standardisierter Elemente seiner Anomalien statistisch möglich. Teiltrends lassen sich aufgrund des Produktes aus standardisiertem Teilreihenmittelwert multipliziert mit der Teilreihenlänge, respektive dem an der betrachteten Stelle daraus ableitbaren Vertrauensbereich, qualitativ einschätzen. Gleichzeitig ist die graphische Darstellung der Entwicklung durch die kumulierten, standardisierten Summen der Trendanomalie ein geeignetes Mittel, ihre quantitativen Ausschläge sichtbar zu machen.

Mit dieser Ausgangslage wäre es wünschenswert, auf dem statistischen Blickwinkel basierend, Klima-projektionen zu betrachten. Die grösste Varianz einer Reihe einer kumulierten, standardisierten Variable ist bei  $N/2$  angenommen. Dort beträgt sie in der Grundgesamtheit  $N/4$ . Für endliche, aber ausreichend grosse Stichproben, wie sie heute klimatologische Datenreihen darstellen, wächst  $N$  und damit die Varianz mit in der Zukunft zunehmender Reihenlänge. Das heisst, wenn man die Varianz in heutigen Datensätzen als 'gross' interpretieren kann, wird sie sich mit zunehmender Datenverfügbarkeit ( $N$  wird grösser) im Gesamtrahmen längerer Messreihen eher verkleinern und irgendwann als normal erscheinen. Dies ist keine Aussage darüber, ob es sich bei diesen, statistisch gesehen 'normalen' Varianzverschiebungen auch um 'natürliche' Bewegungen handelt! Ein weiteres interessantes Feld bietet die Möglichkeit, mit räumlicher und zeitlicher Betrachtung der Trendanomalie Aufschluss zu erhalten über die Ausdehnung von Räumen gleicher Quasikonstanz, über deren klimatologische Bedeutung und über wahrscheinliche Bewegungen des grundlegenden Temperaturtrends in solchen Gebieten.

Wir sind überzeugt, dass zukünftige Untersuchungen in diesen Feldern noch einige Überraschungen formulieren können.



## 8. Dank

Ganz besonders danken möchte ich der ganzen Sektion Klimatologie der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, allen voran Herrn Dr. W. Kirchhofer, für die vielen wertvollen Anregungen und Gespräche in der Entstehungsphase dieser Arbeit. Sie alle vermittelten mir durch ihre profunden Kenntnisse und Erfahrungen in den verschiedensten Belangen den fruchtbaren Boden für das Gelingen dieser Arbeit. Genauso dankbar darf ich mich den Herren Prof. Dr. B. L. van der Waerden † und Prof. Dr. A. D. Barbour erweisen, welche mir in mehreren, fruchtbaren Gesprächen Möglichkeiten und Wege im mathematisch-statistischen Sinne aufgezeigt haben. Für die exakte und kritische Durchsicht der mathematischen Formeln im Anhang sei Herr Dr. A. Zelenka bestens gedankt.



## 9. Literatur

- [1] ALEXANDERSSON, H. 1986: 'A Homogeneity Test Applied to Precipitation Data'. *Journal of Climatology*, **6**, 661-675.
- [2] ALEXANDERSSON, H. and MOBERG, A. 1996: 'Homogenization of Swedish Temperature Data. Part I: A Homogeneity Test for Linear Trends. In: MOBERG, A.: *Temperature Variations in Sweden Since the 18<sup>th</sup> Century*. The Department of Physical Geography, Stockholm University, Dissertation Series No. 5, Stockholm.
- [3] AMBÜHL, E. 1990 a: *Über Schneedecken in der Schweiz und Firne im Gotthardgebiet*. Manuskript, Bibliothek der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt Zürich, Liebefeld-Bern, unveröffentlicht.
- [4] AMBÜHL, E. 1990 b: 'Die Reduktion der Temperaturreihe des Gr. St. Bernhard, 1817-1900 und die Thermometerkorrektur 1836 - 1882.' In: AMBÜHL, E. 1990 a: *Über Schneedecken in der Schweiz und Firne im Gotthardgebiet*. Manuskript, Bibliothek der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt Zürich, Liebefeld-Bern, unveröffentlicht.
- [5] BAUDENBACHER, M. 1997: *Homogenisierung langer Klimareihen, dargelegt am Beispiel der Lufttemperatur*. Veröffentlichungen der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, **58**, Zürich.
- [6] Société de physique et d'Histoire naturelle de Genève, BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE des sciences, belles lettres et arts. 1816 et suivantes. Tome 1 et suivants. Genève.
- [7] BUSHAND, T.A. 1982: 'Some Methods for Testing the Homogeneity of Rainfall Records'. *Journal of Hydrology*, **58**, 11-23.
- [8] CONRAD, V. and L. W. POLLAK. 1950: *Methods in Climatology*. Harvard University Press, Cambridge Massachusetts.
- [9] CRADDOCK, J.M. 1979: 'Methods for Comparing Annual Rainfall Records for Climatic Purposes'. *Weather*, **34**, 332-346.
- [10] DB SMA, 1998: *Klimatologische Datenbank der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, Sektion Klimatologie*, Zürich.
- [11] DIEM K. ed. 1982: *Scientific tables. Documenta Geigy*. J.R. Geigy S.A., Basle.
- [12] 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.
- [13] 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.
- [14] ENAD. o.J.: 'Energieorientierte Nutzung von Anetz-Daten', Datenbank der Zehnminutenwerte der automatischen Stationen der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, Sektion Klimatologie, Zürich.

- [15] GAUTIER, R. 1902: 'Résumé météorologique de l'année 1901 pour Genève et le Grand Saint Bernard'. Extrait des Archives des Sciences de la BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE, Société Générale d'Imprimerie, Genève, 1-68.
- [16] GAUTIER, R. et G. TIERCY. 1930: *L'Observatoire de Genève 1772-1830-1930*. Publications de l'Observatoire, série A, II, Genève.
- [17] GISLER, O., M. BAUDENBACHER und W. BOSSHARD. 1997: *Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messreihen des 19. und 20. Jahrhunderts*. Schlussbericht NFP 31, vdf Hochschulverlag an der ETH Zürich, Zürich.
- [18] GRAF, A. 1989: 'Aufarbeiten der früheren Messreihen auf dem Grossen St. Bernhard ab 1817.' In: Wissenschaftlicher Schlussbericht des Projektes Nr. 2.112-0.86: Homogenisierung schweizerischer klimatologischer Messwerte seit Beginn des 19. Jahrhunderts bis zur Gegenwart. Schweizerischer Nationalfonds, Bern.
- [19] JONES, P. D. et al. 1986. 'Northern Hemisphere surface air temperature variations: 1851-1984'. *Journal of Climate and applied Meteorology*, **25**, 161-179.
- [20] KAMMERMANN, A. 1884: 'Résumé météorologique de l'année 1883 pour Genève et le Grand Saint Bernard'. Extrait des Archives des Sciences de la BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE, Aubert-Schuchardt, Genève, 1-44.
- [21] KAMMERMANN, A. 1895: 'Résumé météorologique de l'année 1894 pour Genève et le Grand Saint Bernard'. Extrait des Archives des Sciences de la BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE, Aubert-Schuchardt, Genève, 1-53.
- [22] KLIMATOLOGIE DER SCHWEIZ. 1959-1988: *Klimatologie der Schweiz*. **30 Bde.** Beihefte zu den Annalen der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, Fototar AG, Zürich. Die Reihe wird fortgesetzt als: '2. KLIMATOLOGIE DER SCHWEIZ. Schweizerische Meteorologische Anstalt, Zürich, 1994 ff.
- [23] LAMARQUE, P. 1993: 'Etudes des longues séries climatologiques dans le cadre de l'évolution climatique', *Meteo France, Note de travail de l'E.N.M.*, Toulouse.
- [24] LOZOWSKI, E. P. et al. 1989. 'The Use of Cumulative Monthly Mean Temperature Anomalies in the Analysis of Local Interannual Climate Variability'. *Journal of Climate*, **2**, 1059-1068.
- [25] MÄCHEL, H., A. KAPALA and H. FLOHN. 1998: 'Behaviour of the centres of action above the atlantic since 1881'. *International Journal of Climatology*, **18**, 1-36, in 2 parts.
- [26] MAURER, J., R. BILLWILLER und C. HESS. 1910: *Das Klima der Schweiz*. **2 Bde.** Huber, Frauenfeld.
- [27] DE MONTMOLLIN, A. 1993: *Comparaisons de différentes méthodes de calcul de la température journalière dans leurs influences sur les longues séries d'observations*. Veröffentlichungen der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, **53**, Zürich.
- [28] MUTATIONSBELEGE, o.J.: Mutationen an Einzelwerten der klimatologischen Datensammlung der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, Mappe pro Station, Sektion Klimatologie.

- [29] PLANTAMOUR, E. 1863: *Du Climat de Genève*. H. Georg, Genève.
- [30] PLANTAMOUR, E. 1876: *Nouvelles études sur le climat de Genève*. H. Georg, Genève, Bâle et Lyon.
- [31] RHOADES, D.A. and M.J. SALINGER. 1993: 'Adjustment of Temperature and Rainfall Records for Site Changes'. *International Journal of Climatology*, **13**, 899-913.
- [32] RIEDWYL, H. 1978: *Angewandte mathematische Statistik in Wissenschaft, Administration und Technik*. Verlag Paul Haupt, Bern und Stuttgart.
- [33] RÜBINSTEIN, E. 1922: 'Die Differenz der mittleren Monatstemperaturen zweier benachbarter Stationen als eine meteorologische Konstante.' *Meteorologische Zeitschrift*, **39**, 348 ff.
- [34] SCHÜEPP, M. 1957: 'Der Temperaturverlauf in der Schweiz seit dem Beginn der meteorologischen Beobachtungen'. *Annalen der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt*, Zürich, **94**, Annex 11, 1-11.
- [35] SCHÜEPP, M. 1961: *Lufttemperatur*. Klimatologie der Schweiz, **2**, Beiheft zu den Annalen der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, Fotorotar AG, Zürich.
- [36] SCHÜEPP, M. 1983: *Bearbeitung der Temperaturreihe des Gr. St. Bernhard 1965-1982*. Manuskript, Stationsgeschichte Klimatologische Sektion der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, Zürich.
- [37] SCHÜEPP, M. und G. GENSLER. 1980: 'Klimaregionen der Schweiz.' In: MÜLLER, G.: *Die Beobachtungsnetze der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt. Konzept 1980*. Arbeitsberichte der Schweizerischen Meteorologischen Zentralanstalt, Nr. 93, Anhang Ib. Zürich.
- [38] SCHÜEPP, M. et al. 1978/79: *Regionale Klimabeschreibungen*. Klimatologie der Schweiz, 18/19. Beiheft zu den Annalen der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt, Fotorotar AG, Zürich.
- [39] VAN DER WAERDEN, B.L. 1957: *Mathematische Statistik*. Springer, Berlin, Göttingen, Heidelberg.





## 10. Anhänge

### Anhang 1: Wichtige Begriffe und Bezeichnungen

**Eigenkonsistenz:** Mit Hilfe von Zusammenhängen aus dem Informationsmaterial eines einzelnen Messortes (Daten, Metadaten) die Homogenität der Datenstruktur desselben betrachteten Messortes herstellen (Homogenität (*Konsistenz*) des Messaufbaus einer Station über die gesamte Messdauer aufgrund von *stationseigener* Information wahren, bzw. herstellen) (vgl. Seite 21).

**Quasikonstanz:** Die Differenzen der Messwerte eines Klimaelementes an zwei nicht zu weit entfernten Orten verhalten sich viel konstanter als die Messwerte selbst. Vergleiche CONRAD & POLLAK [8, 1950] und RUBINSTEIN [33, 1922] (vgl. Seite 39).

Definition	Bezeichnung	Bezeichnung für Mittelwertform
1. Einzelmessungen:		
Messung	Wert	
Messung um 07 <sup>h</sup> 30 <sup>min</sup> MEZ	t <sub>1</sub> , Morgenterminwert	T <sub>1</sub> , mittlerer Morgenterminwert
Messung um 13 <sup>h</sup> 30 <sup>min</sup> MEZ	t <sub>2</sub> , Mittagterminwert	T <sub>2</sub> , mittlerer Mittagterminwert
Messung um 21 <sup>h</sup> 30 <sup>min</sup> MEZ	t <sub>3</sub> , Abendterminwert	T <sub>3</sub> , mittlerer Abendterminwert
ein Messzeitpunkt	t <sub>i</sub> , i=1, 2, oder 3, Terminwert	T <sub>i</sub> , i=1, 2, oder 3, mittlerer Terminwert
alle drei Messzeitpunkte	t <sub>i</sub> , i=1...3, Terminwerte (vgl. unten)	T <sub>i</sub> , i=1...3, mittleres Tagesmittel (vgl. unten)

Der Klarheit dienend, verwenden wir im Text für "07<sup>h</sup>30<sup>min</sup>", "13<sup>h</sup>30<sup>min</sup>" und "21<sup>h</sup>30<sup>min</sup>" die Wendungen 7<sup>h</sup>, 13<sup>h</sup>, 21<sup>h</sup>. Diese drei Messzeitpunkte werden auch als 'reguläre' Messzeitpunkte, 'reguläre' Termine etc. bezeichnet, um sie von zeitlich anders fixierten Messzeitpunkten ('irregulären' Messzeitpunkten) unterscheiden zu können. Zeitangaben werden in MEZ gemacht.

Wenn nicht anders angegeben, werden die Terminmessungen monatlich gemittelt.

#### 2. Mittelverfahren:

Schweizer Verfahren für die Mittelbildung aus klimatologischen Daten der Temperatur, sehr gute Näherung an das wahre Tagesmittel (vgl. DE MONTMOLLIN [27, 1993]):

$$\bar{T}_4 = (T_{7h} + T_{13h} + T_{21h} + T_{21h})/4 =$$

$$\bar{T}_4 = (T_{7h} + T_{13h} + 2(T_{21h}))/4$$

Vierermittel,  $\bar{T}_4$ , Mittel aus 4 Termen (mit 3 Terminwerten)

Im Text hauptsächlich zur Bestimmung der Terminanomalie verwendetes Verfahren:

$$\bar{T}_3 = (T_{7h} + T_{13h} + T_{21h})/3$$

Dreiermittel,  $\bar{T}_3$ , Mittel aus 3 Termen (3 Terminwerte)

3. Terminanomalie:

$$\Delta T_1 = T_{7h} - \bar{T}_3$$

morgendliche Terminanomalie

$$\Delta T_2 = T_{13h} - \bar{T}_3$$

mittägliche Terminanomalie

$$\Delta T_3 = T_{21h} - \bar{T}_3$$

abendliche Terminanomalie

$$\Delta T_i = T_i - \bar{T}_3, i=1...3$$

Terminanomalie, allgemeine Formulierung

## Anhang 2: Angaben zur Berechnung mittlerer monatlicher Temperaturwerte von Genf und Gr. St. Bernhard

Für spezielle, unten aufgeführte Zeitabschnitte konnte das Datenmaterial nicht aus der Klimadatenbank der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt entnommen werden (DB SMA [10, 1998]). Es wurde aus folgenden Quellen zusammengestellt:

### Daten von Genf-Observatoire:

1864-1875:

Die Publikation von PLANTAMOUR [30, 1876] enthält unter anderen, Messungen der Zeitpunkte 7<sup>h</sup>, 13<sup>h</sup> und 21<sup>h</sup> Lokalzeit. Diese entspricht ziemlich gut <sup>h+30min</sup> und somit den regulären Messzeitpunkten in MEZ.

Daraus bildeten wir das Vierermittel mit  $\bar{T}_4 = (T_{7h} + T_{13h} + 2(T_{21h}))/4$

1876-1884:

Die Serie BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6, 1816 ff.] enthält unter anderen, Messungen der Zeitpunkte 7<sup>h</sup>, 13<sup>h</sup> und 21<sup>h</sup> Lokalzeit. Diese entspricht ziemlich gut <sup>h+30min</sup> und somit den regulären Messzeitpunkten in MEZ.

Daraus bildeten wir je das Vierermittel mit  $\bar{T}_4 = (T_{7h} + T_{13h} + 2(T_{21h}))/4$

1885-1900:

Die klimatologische Datensammlung der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt enthält Messungen der Zeitpunkte 7<sup>h</sup>, 13<sup>h</sup> und 21<sup>h</sup> Lokalzeit, welche den korrigierten Werten in der Serie der BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6, 1816 ff.] entsprechen (Lokalzeit entspricht ziemlich gut <sup>h+30min</sup> und somit den regulären Messzeitpunkten in MEZ; DB SMA [10, 1998]).

Daraus bildeten wir das Vierermittel mit  $\bar{T}_4 = (T_{7h} + T_{13h} + 2(T_{21h}))/4$

1962-heute:

Der klimatologischen Datensammlung der Schweizerischen Meteorologischen Anstalt wurden die Messungen der Nachbarstation Genf-Cointrin entnommen, - und mit Korrekturbeträgen versehen -, an die Datenreihe Genf-Observatoire angehängt (vgl. Kapitel 2 und Anhang 5).

**Daten von Gr. St. Bernhard:**

1864-1883:

Die Serie BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6, 1816 ff.] enthält unter anderen, Messungen der Zeitpunkte 6<sup>h</sup>, 8<sup>h</sup>, 12<sup>h</sup>, 14<sup>h</sup>, 20<sup>h</sup> und 22<sup>h</sup> Lokalzeit. Diese entspricht ziemlich gut <sup>h+30min</sup> und somit den regulären Messzeitpunkten in MEZ.

Daraus bildeten wir das Vierermittel mit  $\bar{T}_4 = \left( \left( \frac{T_{6h} + T_{8h}}{2} \right) + \left( \frac{T_{12h} + T_{14h}}{2} \right) + 2 \left( \frac{T_{20h} + T_{22h}}{2} \right) \right) / 4$

1884-1900:

Die Serie BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6, 1816 ff.] enthält unter anderen, Messungen der Zeitpunkte 7<sup>h</sup>, 13<sup>h</sup>, 19<sup>h</sup> und 22<sup>h</sup> Lokalzeit. Diese entspricht ziemlich gut <sup>h+30min</sup> und somit den regulären Messzeitpunkten in MEZ.

Daraus bildeten wir das Vierermittel mit  $\bar{T}_4 = \left( T_{7h} + T_{13h} + 2 \left( \frac{T_{19h} + 0,66(T_{22h} - T_{19h})}{2} \right) \right) / 4$

**Daten von Bern:**

1864-1990:

BAUDENBACHER [5, 1997] führt im Anhang seiner Arbeit die Datenreihen der drei Termine 7<sup>h</sup>, 13<sup>h</sup>, 19<sup>h</sup> für die Station Bern in Form von Monatsmitteln auf. Er hat sie auf die Standorte und Instrumentierung des Zeitpunktes Ende 1990 homogenisiert. Wir haben diese drei Terminreihen auf reguläre klimatologische Messzeitpunkte umgerechnet mit Hilfe von temperaturabhängigen, monatlichen Korrekturwerten. Die Korrekturwerte wurden durch eine Regressionsrechnung bestimmt, in der Temperaturen der regulären Zeitpunkte gegen solche irregulärer Zeitpunkte regredierte wurden. Als Basismaterial für die Bestimmung der Regressionskoeffizienten diente Datenmaterial der Station Bern der Jahre 1982 bis 1995 aus der ENAD-Datenbank [14, o.J.]. Die Regressionskoeffizienten finden sich im Anhang 3.

**Anhang 3: Gr. St. Bernhard und Genf, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Temperaturwerten, gemessen zu regulärer Beobachtungszeit**

Die Regressionsgleichung wird hier als  $\hat{y} = \alpha + \beta \cdot x$  verstanden, mit  $\hat{y}$  als Schätzwert der Temperatur des regulären Messtermins,  $x$ =unabhängige Variable, hier die Temperatur des irregulären Messtermines,  $\alpha$ =Achsenabschnitt 0 bis Durchstosspunkt der Regressionslinie durch die y-Achse und  $\beta$ =Steigung der Regressionsgeraden. Es wurden Daten aus der ENAD-Datenbank verwendet aus dem Zeitraum von 1982 bis 1995. Die Rechnungen wurden in der Einheit Zehntelgrad ausgeführt.

**Daten von Gr. St. Bernhard:**

**Tabelle 17: Gr. St. Bernhard, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Morgentemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 06<sup>h</sup>40<sup>min</sup> [-].**

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Koeffizient												
$\alpha$	0.3876	-0.8625	0.6717	-3.9764	3.5830	3.2101	2.6792	-1.0882	0.1348	0.5655	-2.4754	-2.0642
$\beta$	1.0014	0.9929	0.9964	0.9939	1.0338	1.0122	1.0408	1.1173	1.1145	1.0028	0.9495	0.9653
$r$	0.9975	0.9984	0.9976	0.9834	0.9948	0.9903	0.9916	0.9915	0.9973	0.9978	0.9982	0.9953

**Tabelle 18: Gr. St. Bernhard, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Mittagtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 12<sup>h</sup>40<sup>min</sup> [-].**

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Koeffizient												
$\alpha$	3.0315	0.4437	2.2415	2.5458	1.5607	0.8497	-0.7598	2.0177	2.4184	1.8577	0.9040	2.5423
$\beta$	1.0191	0.9970	1.0116	1.0017	1.0043	1.0253	1.0286	0.9984	0.9936	0.9999	0.9796	1.0179
$r$	0.9994	0.9989	0.9983	0.9825	0.9989	0.9905	0.9944	0.9980	0.9963	0.9987	0.9989	0.9975

**Tabelle 19: Gr. St. Bernhard, 1982 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Abendtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 18<sup>h</sup>40<sup>min</sup> [-].**

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Koeffizient												
$\alpha$	-3.4556	-4.5420	-4.0582	-6.2778	-7.5627	-5.9672	-8.4465	-3.1891	-2.2858	-3.1962	-2.6307	-3.8681
$\beta$	0.9561	0.9721	1.0057	1.0134	0.9843	0.8963	0.9573	0.9167	0.9224	0.9123	0.9813	0.9361
$r$	0.9966	0.9961	0.9982	0.9863	0.9960	0.9637	0.9915	0.9954	0.9911	0.9971	0.9908	0.9912

Tabelle 20: Gr. St. Bernhard, 1971 - 1981: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Abendtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 19<sup>h</sup>30<sup>min</sup> [-].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Koeffizient												
$\alpha$	-1.8330	-3.1981	-1.6216	-2.6723	-4.1358	-1.9705	-2.6750	-1.7048	-2.2193	-1.5221	-1.7973	-2.8977
$\beta$	0.9757	0.9794	1.0147	1.0214	1.0003	0.8951	0.9509	0.9480	0.9754	0.9210	0.9808	0.9491
r	0.9952	0.9973	0.9978	0.9944	0.9976	0.9865	0.9897	0.9963	0.9967	0.9982	0.9958	0.9917

Die effektiven Korrekturbeträge wurden bestimmt, indem jeder geschätzte Monatsmittelwert vom Originalwert subtrahiert, und die Differenzen für die entsprechenden Zeitabschnitte gemittelt wurden.

Tabelle 21: Gr. St. Bernhard: Mittlere monatliche Korrekturbeträge aus der Schätzung von Termintemperaturen des regulären Messzeitpunktes [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen 1982-1995	0	0	1	4	3	4	6	7	4	1	-1	0
Mittag 1982-1995	2	1	2	2	2	2	2	2	-2	2	1	2
Abend 1971-1981	0	-2	-2	-3	-4	-7	-6	-6	-3	-2	-1	0
Abend 1982-1995	-1	-3	-4	-7	-8	-11	-12	-10	-6	-4	-2	0

### Daten von Genf:

Für Daten von Genf wurde kein Unterschied gemacht zwischen Messzeitpunkten <sup>h+40min</sup> und solchen um <sup>h+45min</sup>.

Tabelle 22: Genf, 1971 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Morgentemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 06<sup>h</sup>40<sup>min</sup>, respektive 06<sup>h</sup>45<sup>min</sup> [-].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Koeffizient												
$\alpha$	0.8260	0.3549	2.1165	20.5765	13.4310	17.8967	16.7210	21.6283	13.1414	5.0787	0.8474	-0.1406
$\beta$	0.9537	0.9917	1.0241	0.8293	0.9887	0.9582	0.9892	0.9628	0.9762	0.9689	0.9875	1.0078
r	0.9964	0.9947	0.9982	0.9121	0.9740	0.9551	0.9693	0.9765	0.9526	0.9984	0.9987	0.9983

Tabelle 23: Genf, 1971 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Mittagtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 12<sup>h</sup>40<sup>min</sup>, respektive 12<sup>h</sup>45<sup>min</sup> [-].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Koeffizient												
$\alpha$	3.6352	3.0547	3.4874	5.1419	-0.6031	-1.0490	5.3022	-0.9055	-13.8025	-9.3736	5.6193	1.0873
$\beta$	0.9941	1.0391	1.0199	0.9994	1.0335	1.0297	1.0079	1.0322	1.1027	1.1010	0.9631	1.0350
r	0.9961	0.9991	0.9972	0.9807	0.9987	0.9936	0.9898	0.9939	0.9954	0.9967	0.9955	0.9940

Tabelle 24: Genf, 1971 - 1995: Monatliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von mittleren monatlichen Abendtemperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 18<sup>h</sup>40<sup>min</sup>, respektive 18<sup>h</sup>45<sup>min</sup> [-].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Koeffizient												
$\alpha$	-7.5136	-11.6107	-14.1617	12.0331	-5.0877	2.1158	4.5820	2.4161	15.3374	13.5611	-7.0226	-3.4549
$\beta$	0.9598	0.9508	0.8962	0.6646	0.8209	0.8003	0.8027	0.8059	0.7520	0.7541	0.9554	0.9185
r	0.9854	0.9895	0.9817	0.9317	0.9628	0.8853	0.9559	0.9510	0.9353	0.9167	0.9813	0.9503

Die effektiven Korrekturbeträge wurden bestimmt, indem jeder geschätzte Monatsmittelwert vom Originalwert subtrahiert, und die Differenzen für die entsprechenden Zeitabschnitte gemittelt wurden.

Tabelle 25: Genf, 1971 - 1995: Mittlere monatliche Korrekturbeträge aus der Schätzung von Termintemperaturen des regulären Messzeitpunktes [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen	1	0	3	12	12	12	15	16	10	3	0	0
Mittag	3	5	5	5	5	5	7	6	5	4	3	2
Abend	-8	-13	-22	-26	-34	-37	-41	-41	-27	-14	-10	-6

#### Daten von Bern:

Die Monatsmittel der Lufttemperatur der regulären Messzeit in den Jahren 1979 bis 1997 wurden gegen die Monatswerte der irregulären Zeitpunkte regrediert. Die effektiven Korrekturbeträge wurden bestimmt, indem jeder geschätzte Monatsmittelwert vom Originalwert subtrahiert, und die Differenzen für die Periode 1979 bis 1997 gemittelt wurden.

Tabelle 26: Bern, 1979 - 1997: Mittlere Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung von Temperaturen des regulären Messzeitpunktes aus Messungen um 06<sup>h</sup>40<sup>min</sup>, 12<sup>h</sup>40<sup>min</sup> respektive 18<sup>h</sup>40<sup>min</sup> [-].

	Morgen	Mittag	Abend
Koeffizient			
$\alpha$	0.3158	4.6756	-5.4947
$\beta$	1.0852	1.0007	0.8263
r	0.9995	0.9999	0.9974

Tabelle 27: Bern, 1864 - 1995: Mittlere monatliche Korrekturbeträge aus der Schätzung von Termintemperaturen des regulären Messzeitpunktes [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen	-2	-2	0	4	8	11	12	11	9	5	1	0
Mittag	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5	5
Abend	-4	-6	-14	-23	-31	-37	-41	-38	-31	-20	-11	-5





## Anhang 5: Reduktionsbeträge zur Herstellung von Daten Genf-Observatorium aus Messungen in Genf-Cointrin

Aus Vergleichen der Monatswerte der Lufttemperatur aus dem Zeitraum von 1962 bis 1970 und der Stationen Genf-Observatoire (GO), Genf-Cointrin (GC), Montreux-Clarens (MO) und Lausanne (LA) konnten die folgenden Korrekturwerte (Reduktionswerte) errechnet werden. Die Vergleiche folgten dem skizzierten Muster:

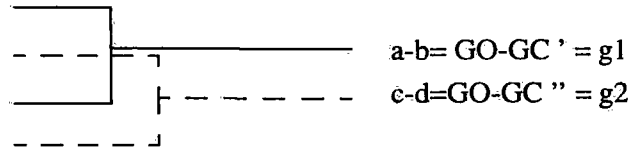
$$GO - GC = GC_{\text{reel}}$$

$$GO - LA = a$$

$$GO - MO = c$$

$$GC - LA = b$$

$$GC - MO = d$$



$$(g1 + g2) / 2 = GC_{\text{berechnet}}$$

Daraus ergibt sich im Vergleich  $GC_{\text{reel}} - GC_{\text{berechnet}} = \text{const.}$

Dieses Resultat lässt die Differenzwerte des realen Vergleichs  $GO - GC = GC_{\text{reel}}$  als sicher erscheinen.

Deshalb verwenden wir für eine Reduktion der Daten von Genf-Cointrin nach Genf-Observatorium die Relation  $GO - GC = GC_{\text{reel}}$  oder  $GO^* = GC_{\text{reel}} + GC$ , mit  $GO^* = \text{Genf-Observatorium, reduzierte Werte.}$

Tabelle 31: Reduktionsbeträge Genf-Observatorium – Genf-Cointrin:  $GC_{\text{reel}}$  [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen	11	14	15	11	6	3	7	10	12	12	13	9
Mittag	4	-2	-3	-6	-4	-3	0	-2	-2	-2	3	6
Abend	14	18	17	17	20	21	22	22	21	21	16	12
$\bar{T}_4$	11	12	12	10	11	11	13	13	13	13	12	10

## Anhang 6: Reduktionsbeträge zur Herstellung einheitlicher Terminwertamplituden für Daten von Genf-Observatorium

Anstelle einer Reduktion in Form der Angleichung von Temperaturmittelwerten einer Teilperiode an solche einer Referenzperiode führen wir eine Anpassung der Terminanomalien verschiedener Zeitabschnitte an die Terminanomalie der Referenzperiode von 1894 bis 1942 aus (vgl. Text in Kapitel 2.1).

$TA_{Ref,i}$  = Terminanomalie Referenzperiode 1894-1942, Mittelwert  $\overline{\Delta T_i}$ , aus  $\Delta T_i = T_i - \bar{T}_3$ , von 1894 bis 1942, mit  $i = 1 \dots 3$ ; 1=Morgenterminwert, 2=Mittagterminwert, 3=Abendterminwert.

Für verschiedene Zeitabschnitte der Genferreihe wurden Vergleiche der Terminanomalien von Teilperioden mit jener der Referenzperiode angestellt und die Reduktionsbeträge bestimmt:  $TA_{red,i} = TA_{Ref,i} - TA_{X,i}$ , ( $TA_{X,i}$  = Terminanomalie einer der unten aufgeführten Teilperioden der Reihe). Damit konnten anschliessend die Temperaturwerte der Termine auf die reguläre Anomalienlage gebracht werden, welche der Terminanomalie der Referenzperiode entspricht.  $TA_{red,i} + T_{X,i} = T^*_{Ref,i}$  ( $T^*_{Ref,i}$  = Termintemperatur gemäss Referenzterminwertanomalie von 1894 bis 1942,  $TA_{Ref,i}$ ).

Teilperioden der Genfer Observatoriumsreihe mit verschiedener Terminwertanomalie  $TA_{X,i}$ :

- 1943 - 1956      Zuverlässiger Beobachter stirbt im Frühjahr 1943. Aufstellungsänderung: Eine Hüttenart, vergleichbar dem 'Stevenson screen', wird an einer Pavillonwand installiert. Die alten, grossen Jalousien werden entfernt.
- 1957 - 1961      Ein echter 'STEVENSON screen' wird benutzt.
- 1962 - 1970      Daten der Station Genf-Cointrin dienen in reduzierter Form als 'Genf-Observatorium'-Daten. Sie weisen eine andere Charakteristik der Terminanomalie auf.
- 1971 - 1979      wie vorher, dazu ist der Abendtermin auf 18<sup>h</sup>45<sup>min</sup> vorverlegt. Er wurde mit Daten von Genf-Cointrin und dem Regressionsansatz (vgl. Text) auf 21<sup>h</sup>30<sup>min</sup> umgerechnet.
- 1980 - heute      Automatische Station. Werte der Zeitpunkte 06<sup>h</sup>40<sup>min</sup>, 12<sup>h</sup>40<sup>min</sup>, 18<sup>h</sup>40<sup>min</sup>. Mit Regressionsansatz auf reguläre Terminzeitpunkte umgerechnet (vgl. Kapitel 2.1).

Tabelle 32: Reduktionsbeträge  $TA_{red,1}$  für die Reduktion der mittleren monatlichen Morgenterminwerte verschiedener Zeitabschnitte der Genferreihe auf die Referenzperiode 1894 - 1942 [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1943-1956	-2	-2	2	1	1	0	-1	-2	-4	-2	-1	-1
1957-1961	-4	-2	2	1	3	1	1	-1	1	-2	-4	-2
1962-1970	-4	-5	-3	-1	0	4	4	0	0	0	-1	-2
1971-1979	-2	-5	0	2	4	6	6	0	3	0	-2	0
1980-1995	-3	-7	-4	-4	1	4	6	3	-1	-3	-4	-1

Tabelle 33: Reduktionsbeträge  $TA_{red,2}$  für die Reduktion der mittleren monatlichen Mittagsterminwerte verschiedener Zeitabschnitte der Genferreihe auf die Referenzperiode 1894 - 1942 [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1943-1956	1	1	-4	-5	-3	-2	-1	0	3	1	1	1
1957-1961	5	4	2	3	1	4	2	5	5	5	6	4
1962-1970	4	10	8	6	6	4	1	7	6	4	4	4
1971-1979	6	13	8	8	7	5	3	7	9	12	8	4
1980-1995	6	13	8	10	6	4	2	4	8	12	7	4

Tabelle 34: Reduktionsbeträge  $TA_{red,3}$  für die Reduktion der mittleren monatlichen Abendsterminwerte verschiedener Zeitabschnitte der Genferreihe auf die Referenzperiode 1894 - 1942 [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1943-1956	1	2	2	3	2	2	3	1	1	1	0	-1
1957-1961	-1	-2	-3	-3	-4	-6	-4	-5	-5	-2	-2	-2
1962-1970	-1	-5	-5	-5	-6	-8	-6	-7	-6	-5	-3	-2
1971-1979	-4	-7	-7	-10	-10	-11	-9	-8	-11	-12	-5	-4
1980-1995	-3	-5	-4	-6	-7	-9	-8	-7	-6	-8	-3	-3

Durch Vergleich der Originalwerte der Perioden 1864 bis 1893 und des Zeitabschnittes 1894 bis 1960 ergaben sich die folgenden Terminwertunterschiede, welche zur Korrektur der Französischen Hütte auf neuere Strahlungsschutze mit umgekehrtem Vorzeichen verwendet wurden.

Tabelle 35: Genf: Unterschied zwischen mittleren monatlichen Termintemperaturen aus Messung in Französischer Hütte (1864 - 1893) und hinter grossem Jalousienschutz (1894 - 1960) [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Morgen	0	1	2	1	1	2	2	2	2	1	1	0
Mittag	1	1	-1	0	-1	-1	-1	0	-1	0	0	1
Abend	-1	-1	-2	-2	-2	-2	-2	-2	-2	-2	-2	-1

Diese Zahlen sind durch gewichtete Mittelbildung der Originaldifferenzen entstanden:

$$Tabellenwert_{Monat} = \frac{Wert_{Vormonat} + 2 \cdot Wert_{Monat} + Wert_{Nachmonat}}{4}$$

## Anhang 7: Vorgang der Umrechnung der Datenreihe Gr. St. Bernhard aus Messung in alter Zinkblechaufstellung (1864 - 1924) auf eine Datenreihe mit Messung in Holzgehäuse an Hospizwand (1925 - 1970)

1. Da GAUTIER ab 1902 den publizierten Werten dieser Station (Z') die mit seiner Untersuchung 1902 gefundenen Korrekturen ( $\text{corr}_{H1}$ ) bereits derart angebracht hat, dass eine Datenreihe mit Zinkblechaufstellung simuliert wurde ( $Z^\circ$ ), stellen wir daraus eine Reihe 'originaler' Temperaturwerte her, quasi gemessen mit Holzhüttenaufstellung an der Hotelwand (H1) (Zum besseren Verständnis führe man sich Figur 4 vor Augen).

$\text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_i, PM} = T_{(Z)_i} - T_{(H1)_i} \quad i = 1 \dots 3$ ,  $T$ =Temperaturwert, 1=Morgentermin, 2=Mittagtermin, 3=Abendtermin; PM=Parallelmessung 1901.  $T_{(H1)_i} = T_{(Z)_i} - \text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_i, PM}$

2. Bestimmung der periodenbasierten Terminanomaliedifferenz  $\delta A_i$  und der Dreiermitteldifferenz  $\delta \bar{T}_3$  mit 'originalen' Werten der Reihe  $T_{(H1)_i}$ . (Periode  $P_1$ : 1864 bis 1900 und Periode  $P_2$ : 1901 bis 1924) Tabelle 36).

a) Terminanomaliedifferenz  $\delta A_{i, P}$ :

$\bar{T}_{(P_1)_3}, \bar{T}_{(P_2)_3}; \Delta T_{(P_1)_i} = T_{(P_1)_i} - \bar{T}_{(P_1)_3}; \Delta T_{(P_2)_i} = T_{(P_2)_i} - \bar{T}_{(P_2)_3}$ , mit  $T_{(H1)_i}$ -Werten in Periode 2.

$\delta A_{(P), i} = \Delta T_{(P_1)_i} - \Delta T_{(P_2)_i}$ ,  $P$ =Periode

Tabelle 36: Vergleich von Terminanomalieunterschieden verschieden langer Mittelwertperioden, Gr. St. Bernhard. Vergleich parallelmessungsbasierter ( $\delta A_{(PM), i}$ , 1 Jahr) mit periodenmittelwertbasierten

Terminanomaliedifferenzen ( $\delta A_{(P), i}$ , Zeitperioden siehe Text).  $i$ =Terminwerte: 1=Morgen, 2=Mittag, 3=Abend [0.1°C].

	Jan	Feb	März	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
$\delta A_{(P), 1}$	-3	-1	4	1	8	12	9	9	6	2	0	-3
$\delta A_{(PM), 1}$	-2	-2	1	2	7	12	8	6	3	1	-1	-2
$\delta A_{(P), 2}$	6	4	3	7	2	-4	0	-2	-1	0	2	3
$\delta A_{(PM), 2}$	3	1	1	2	0	-5	-1	0	-1	0	2	1
$\delta A_{(P), 3}$	-2	-3	-6	-8	-10	-8	-9	-7	-5	-2	-3	0
$\delta A_{(PM), 3}$	-1	1	-2	-4	-8	-7	-7	-5	-3	0	-1	0

Die Parallelmessung eines einzelnen Jahres kann beträchtlich vom mittleren Zustand der Atmosphäre eines Zeitabschnittes abweichen. Man vergleiche dazu die Unterschiede der Messungen (alte Aufstellung - neue Aufstellung) in den doppelt vorkommenden Monaten in GAUTIER [15, 1902, Seite 25, Monate November und Dezember]!

b) Dreiermitteldifferenz  $\delta \bar{T}_{(P)3}$ :

Mit der von GAUTIER gefundenen Dreiermitteldifferenz  $\delta \bar{T}_{(PM)3}$  und 'originalen' Monatsmitteln der Lufttemperatur der Holzhüttenaufstellung ( $T_{(H1)_i}$ ) ergeben sich die im Anhang 8 tabellierten Regressionskoeffizienten zur Schätzung des periodenbasierten Dreiermittelunterschiedes:

$\delta \bar{T}_{(PM)3} \rightarrow \text{regr} \rightarrow \bar{T}_{(PM)3}$ ; ergibt Regressionskoeffizienten  $\alpha, \beta$ , welche mit

$\delta \hat{T}_{(P)3} = \alpha + \beta \cdot \bar{T}_{(P)3}$ , den geschätzten, periodenbasierten Dreiermittelunterschied definieren.

Der Vergleich zwischen  $\delta \bar{T}_{(PM)3}$  und  $\delta \hat{T}_{(P)3}$  zeigt praktisch Übereinstimmung der monatlichen Werte:

Tabelle 37: Vergleich von Dreiermittelunterschieden verschieden langer Mittelwertperioden, Gr. St. Bernhard. Vergleich parallelmessungsbasierter ( $\delta\bar{T}_{(PM)3}$ , 1 Jahr) mit periodenmittelwertbasierten Dreiermittelwertunterschieden ( $\delta\hat{T}_{(P)3}$ , Zeitperioden siehe Text).  $i$ =Terminwerte: 1=Morgen, 2=Mittag, 3=Abend [ $0.1^\circ\text{C}$ ].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
$\delta\bar{T}_{(PM)3}$	0	0	0	2	5	5	5	4	2	-3	-1	0
$\delta\hat{T}_{(P)3}$	0	0	1	2	5	6	5	5	1	-2	-1	0

3. Berechnung der neuen Monatsmittel für die Zeit von 1901 bis 1924 mit Hilfe periodenbasierter Korrekturwerte, anstelle solcher aus 14-monatiger Parallelmessung nach GAUTIER. Analog zu den Ausführungen im Kapitel 2 bilden wir dazu die Korrekturgrösse aus der Summe der Terminanomaliedifferenz und dem Dreiermittelunterschied  $\text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_{(P),i}} = \delta A_{(P),i} + \delta\hat{T}_{(P)3}$

Tabelle 38: Periodenbasierte, mittlere monatliche Korrekturgrössen, Gr. St. Bernhard, 1901 - 1924:  $\text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_{(P),i}}$  gebildet aus der Terminanomaliedifferenz ( $\delta A_{(P),i}$ ) und dem Dreiermittelunterschied

( $\delta\hat{T}_{(P)3}$ ),  $i$ =Terminwert: 1=Morgen, 2=Mittag, 3=Abend [ $0.1^\circ\text{C}$ ].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
$\delta A_{(P),1}$	-3	-1	4	1	8	12	9	9	6	2	0	-3
$\delta\hat{T}_{(P)3}$	0	0	1	2	5	6	5	5	1	-2	-1	0
$\text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_{(P),1}}$	-3	-1	5	3	13	18	14	14	7	0	-1	-3
$\delta A_{(P),2}$	6	4	3	7	2	4	0	-2	-1	0	2	3
$\delta\hat{T}_{(P)3}$	0	0	1	2	5	6	5	5	1	-2	-1	0
$\text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_{(P),2}}$	6	4	4	9	7	2	5	3	0	-2	1	3
$\delta A_{(P),3}$	-2	-3	-6	-8	-10	-8	-9	-7	-5	-2	-3	0
$\delta\hat{T}_{(P)3}$	0	0	1	2	5	6	5	5	1	-2	-1	0
$\text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_{(P),3}}$	-2	-3	-5	-6	-5	-2	-4	-2	-4	-4	-4	0

Die  $\text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_{(P),i}}$ -Werte addieren wir zu den  $T_{(H1)_i}$ -Werten und definieren damit die neu berechnete Reihe  $Z'$  1901 bis 1924. Sie stellt eine Reihe mit angenommener Zinkblechaufstellung dar. Also:

$Z' = T_{(H1)_i} + \text{corr}_{(H1 \rightarrow Z)_{(P),i}}$ . Damit werden die beiden Reihen  $Z$  und  $Z'$  zur Reihe  $Z^0$ :  $\{Z, Z'\} = Z^0 = \text{Reihe ab 1864 bis 1924 mit Zinkblechaufstellung}$ .

4. Mit den Reihen  $Z^0$  und  $H_2$  formulieren wir analog dem Verfahren unter Punkt 2 periodenbasierte Ter-

minanomaliedifferenzen und Dreiermitteldifferenzen ( $\delta A_{(P),i}$ ,  $\delta \hat{T}_{(P)3}$ ) für die beiden Perioden  $P_1$ : 1864 bis 1924 und  $P_2$ : 1925 bis 1970 (Tabelle 39).

a) Zuerst muss die von SCHÜEPP erkannte Thermographenaberration in den Jahren 1966 bis 1970 eingebracht werden, da sie für die regulären Terminzeitpunkte ausgelegt ist (Anhang 9).

b)  $\delta A_{(P),i} = \Delta T_{(P),i} - \Delta T_{(P_2),i}$  (nach 2.a). In Tabelle 39 sind die Korrekturgrössen aufgeführt, welche sich aus den Terminomaliedifferenzen und Dreiermittelwertunterschieden der Perioden 1864 bis 1924 und 1925 bis 1970 ergeben. Da bis anhin  $T_{(P)alt,i} - T_{(P)neu,i} = \delta A_{(P),i} + \delta \hat{T}_{(P)3}$  und damit auch  $T_{(P)neu,i} = T_{(P)alt,i} - \delta A_{(P),i} - \delta \hat{T}_{(P)3}$  betrachtet wurde, setzen wir nun  $corr_{(Z^o \rightarrow H_2)(P),i} = -\delta A_{(P),i} - \delta \hat{T}_{(P)3}$ , womit  $T_{(P)neu,i} = T_{(P)alt,i} + corr_{(Z^o \rightarrow H_2)(P),i}$  wird. Wir passen somit die Reihe  $Z^o$  an die Reihe  $H_2$  an, welche dem heutigen Zustand und gleichzeitig dem Referenzzustand entspricht. Der Index 'neu' steht nun für die Periode 1864 bis 1924, deren Temperaturwerte den Eindruck erwecken sollen, als wären sie mit der Aufstellungssituation ab 1925 gemessen worden.

c)  $\delta \hat{T}_{(P)3}$  kann ebenfalls festgelegt werden und zeigt eine sehr ähnliche Ausprägung wie Werte unter 2.b) (Tabelle 40). Das bestätigt die durch GAUTIER 1925 geäusserte Ansicht, dass die Translokation der Holzhütte von der Hotelmauer an die Hospizmauer zurück, keinen wesentlich andern Gang der Temperaturverhältnisse gebracht habe (vgl. BIBLIOTHÈQUE UNIVERSELLE [6, 1925]). Die heutige Aufstellung bietet damit wieder 'ursprüngliche' Verhältnisse, wie sie zu Beginn der Aufzeichnungen ab 1817 geherrscht haben können. Einerseits ist der Einfluss des Zinkblechgehäuses eliminiert, andererseits sind heute wohl durch den die Strasse zwischen Hospiz und Hotel bedeckenden Asphaltbelag und die radikale Schneeräumung neue Probleme in Bezug auf Unberührtheit der Temperaturmessung entstanden, welche sich unserer Bearbeitung noch entziehen!

5. Schliesslich sind die irregulären Terminwerte der Zeit 1971 bis heute mit den in Anhang 3 und dem im Text des Kapitels 2.1. beschriebenen Verfahren auf reguläre Zeitpunkte umgerechnet worden.

Tabelle 39: Terminomaliedifferenzen, Dreiermittelunterschiede und Korrekturwerte zur Anpassung von Daten des Gr. St. Bernhard 1864 - 1924 an die Reihe 1925 - 1970 [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
$-\delta A_{(P),1}$	4	4	2	6	6	5	6	4	1	0	2	3
$-\delta A_{(P),2}$	-8	-11	-10	-13	-12	-8	-5	-4	-3	-3	-7	-6
$-\delta A_{(P),3}$	4	6	8	7	5	2	-1	0	2	3	4	3
$\delta \hat{T}_{(P)3}$	0	0	1	3	5	6	4	4	2	-2	-1	0
$corr_{(Z^o \rightarrow H_2)(P),1}$	4	4	1	3	1	-1	2	0	-1	2	3	3
$corr_{(Z^o \rightarrow H_2)(P),2}$	-8	-11	-11	-16	-17	-14	-9	-8	-5	-1	-6	-6
$corr_{(Z^o \rightarrow H_2)(P),3}$	4	6	7	4	0	-4	-5	-4	0	5	5	3

Tabelle 40: Vergleich von periodenbasierten Dreiermitteldifferenzen  $\delta\hat{T}_{(P)3}$ , Gr. St. Bernhard [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
Dreiermittelunterschiede der Periodenvergleiche												
1864-1900 mit 1901-1924	0	0	1	2	5	6	5	5	1	-2	-1	0
1864-1924 mit 1925-1970	0	0	1	3	5	6	4	4	2	-2	-1	0
GAUTIERs Werte:1901	0	0	0	2	5	5	5	4	2	-3	-1	0



### Anhang 8: Gr. St. Bernhard 1901: Temperaturabhängigkeit der Dreiermitteldifferenz zwischen alter und neuer Aufstellung der Instrumente

Als 'alte' Aufstellung wird die Instrumentenverwahrung in einem Zinkblechgehäuse verstanden, die 'neue' Aufstellung beinhaltet die Verwahrung der Instrumente in einer Holzhütte an der Hotelwand.

Die Regressionsgleichung wird hier als  $\hat{y} = \alpha + \beta \cdot x$  verstanden, mit  $\hat{y}$  als Schätzwert der Dreiermitteldifferenz verschiedener Instrumentenaufstellungen,  $x$ =unabhängige Variable, hier die Temperatur des entsprechenden Monats neuer Aufstellung (Holzhütte),  $\alpha$ =Achsenabschnitt 0 bis Durchstosspunkt der Regressionslinie durch die y-Achse und  $\beta$ =Steigung der Regressionsgeraden. Die Rechnungen wurden in der Einheit Celsiusgrad ausgeführt.

Tabelle 41: Jahreszeitliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung der Dreiermitteldifferenz, Gr. St. Bernhard, 1901: Klimatologische Definition der Jahreszeiten. Schätzung der Dreiermitteldifferenz zwischen Messungen der Lufttemperaturen in Zinkblechgehäuse und solchen in Holzhütte an Hotelwand [-].

	Winter	Frühling	Sommer	Herbst
Koeffizient				
$\alpha$	-0.0750	0.4496	0.7721	-0.0685
$\beta$	0.0072	0.0490	-0.0478	0.0297
r	-0.9966	0.9518	-0.9334	0.5448

Die Gruppierung der Monatsmittelwerte der Lufttemperatur auf Gr. St. Bernhard in:

Winter*	: November, Dezember, Januar, Februar
Frühling	: März, April, Mai
Sommer	: Juni, Juli, 1. Hälfte August
Herbst*	: 2. Hälfte August, September, Oktober

ergibt die 'angepassten Jahreszeiten'. Werden so gruppierte Monatswerte der Lufttemperatur in der Regressionsrechnung verwendet, ergeben sich untenstehende, insgesamt bessere Korrelationen der Dreiermitteldifferenzen zum Monatsmittel der Lufttemperatur (vgl. Figur 5).

Tabelle 42: Jahreszeitliche Regressions- und Korrelationskoeffizienten zur Schätzung der Dreiermitteldifferenz, Gr. St. Bernhard, 1901: Angepasste Definition der Jahreszeiten. Schätzung der Dreiermitteldifferenz zwischen Messungen der Lufttemperaturen in Zinkblechgehäuse und solchen in Holzhütte an Hotelwand [-].

	Winter*	Frühling	Sommer	Herbst*
Koeffizient				
$\alpha$	-0.1259	0.4496	0.7721	-0.2285
$\beta$	-0.0114	0.0490	-0.0478	0.0941
r	-0.9261	0.9518	-0.9334	0.9989

### Anhang 9: Korrekturwerte der Daten Gr. St. Bernhard 1965 - 1981 aufgrund einer Thermographenaberration

Tabelle 43: Korrekturwerte für Monatsmittel der Temperatur auf dem Gr. St. Bernhard 1965 - 1981, infolge einer Thermographenaberration (nach SCHÜEPP [36, 1983]) [°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
1965	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.5
1966	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1967	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1968	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1969	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1970	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1971	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5
1972	-0.5	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3	-0.3
1973	-0.3	-0.3	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1	-0.1
1974	-0.1	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.6	-1.6
1975	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6
1976	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7
1977	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7
1978	-0.7	-0.7	-0.7	-0.7	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0
1979	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0
1980	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.0	-1.6	-1.6
1981	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	-1.6	0.0	0.0	0.0	0.0

## Anhang 10: Mathematische Formeln zur Diskussion kumulierter Summen standardisierter Trendanomalien der Lufttemperatur

Nr	Referenz im Text	Gleichung	Beschreibung, Bemerkungen	Einheit
		$j = 1, \dots, M$ $i = 1, \dots, N$	M=Anzahl Messorte, Stationen N=Anzahl Elemente einer Reihe	
1	$T_j$	$T_j = \{t_{i,j}; i = 1, \dots, N\}$	Temperaturreihe T der Jahre $i=1, \dots, N$ am Ort j	C
2	$X$	$X = \{x_i; i = 1901, \dots, 1990\}$ bzw. allgemein: $X = \{x_i; i = 1, \dots, N\}$	Zeitreihe X der Jahre $i=1901, \dots, 1990$ Zeitreihe X der Jahre $i=1, \dots, N$	Jahr Jahr
2a	$X_n$	$X_n = \{x_i; i = 1901, \dots, n < 1990\}$ bzw. allgemein: $X_n = \{x_i; i = 1, \dots, n < N\}$	Reihe $X_n$ der Jahre $i=1901, \dots, n < 1990$ Reihe $X_n$ der Jahre $i=1, \dots, n < N$	Jahr Jahr
3		$T_j \rightarrow \text{regr} \rightarrow X [\alpha_j, \beta_j]$	Regression der Temperaturreihe $T_j$ gegen die Zeit, ergibt die Regressionskoeffizienten $\alpha_j, \beta_j$	-
4	$\hat{t}_{i,j}$	$\hat{t}_{i,j} = \alpha_j + \beta_j \cdot t_{i,j}$	Mit Regressionskoeffizienten geschätzter Trendwert der Temperatur des Jahres $i$ am Ort j	C
5	$\hat{T}_j$	$\hat{T}_j = \{\hat{t}_{i,j}; i = 1, \dots, N\}$	Reihe $\hat{T}$ der geschätzten Trendwerte der Temperatur der Jahre $i=1, \dots, N$ am Ort j	C
6	$\hat{R}$	$\hat{R} = \sum_{j=1}^M \hat{T}_j \cdot \frac{1}{M}$	Reihe $\hat{R}$ der räumlich gemittelten, geschätzten Trendwerte der Temperatur. Reihe des Raumtrends	C
7	$e_{i,j}$	$e_{i,j} = t_{i,j} - \hat{t}_{i,j}$	Temperaturresidualwert des Jahres $i$ am Ort j. ( $i$ -ter Temperaturresidualwert)	C
8	$E_j$	$E_j = \{e_{i,j}; i = 1, \dots, N\}$	Reihe E der Temperaturresidualwerte der Jahre $i=1, \dots, N$ am Ort j	C
8a		$\sum_{i=1}^N e_{i,j} = 0$	vorausgesetzt, die $e_{i,j} \in E_j$ sind zufällig verteilt und $N \rightarrow \infty$ (oder N ist genügend gross)	C

**Residuen, kumulierte Residuen**

9	$y_{i,j}$	$y_{i,j} \equiv e_{i,j}$	Fortan wird $e_{i,j}$ mit $y_{i,j}$ bezeichnet	C
10	$Y_j$	$Y_j = \{y_{i,j}; i = 1, \dots, N\}$	Reihe Y der Temperaturresiduen der Jahre $i=1, \dots, N$ am Ort j	C
11			Fortan ersetzen wir für die Bezeichnung 'Residuum' auch 'Temperaturretendnanomalie'; kurz 'Trendnanomalie'	
11a	$Y_{j,n}$	$Y_{j,n} = \{y_{i,j}; i = 1, \dots, n < N\}$	Reihe $Y_n$ der Temperaturretendnanomalien der Jahre $i=1, \dots, n < N$ am Ort j	C
11b	$Y_{j,N-n}$	$Y_{j,N-n} = \{y_{i,j}; i = N-n, \dots, N\}$	Reihe $Y_{N-n}$ der Trendnanomalien der Jahre $i=N-n, \dots, N$ am Ort j	C
12	$\bar{y}_j$	$\bar{y}_j = \sum_{i=1}^N y_{i,j} \cdot \frac{1}{N}$	Jährlicher Mittelwert $\bar{y}$ der Trendnanomalien der Jahre $i=1, \dots, N$ am Ort j	C
12a		$\bar{y}_j = 0$	unter den Voraussetzungen 8a	
12b		$\sum_{i=1}^n y_{i,j} + \sum_{i=N-n}^N y_{i,j} = \sum_{i=1}^N y_{i,j} = 0$	unter den Voraussetzungen 12, 12aC	
12c		$\sum_{i=1}^n y_{i,j} = -\sum_{i=N-n}^N y_{i,j}$		
13	$\bar{y}_{j,n}$	$\bar{y}_{j,n} = \sum_{i=1}^n y_{i,j} \cdot \frac{1}{n}$	$1 \leq n < N$ . Jährlicher Mittelwert $\bar{y}_n$ der Trendnanomalien y der Jahre $i=1, \dots, n$ am Ort j	C
14	$\bar{y}_{j,N-n}$	$\bar{y}_{j,N-n} = \sum_{i=N-n}^N y_{i,j} \cdot \frac{1}{N-n}$	$(N-n) \leq N$ . Jährlicher Mittelwert $\bar{y}_{N-n}$ der Trendnanomalien y der Jahre $i=N-n, \dots, N$ am Ort j	C
15		$\sum_{i=1}^N y_{i,j} = \bar{y}_j \cdot N = 0$	wenn 12a gilt. Kumulierte Summe der Trendnanomalien y der Jahre $i=1, \dots, N$ am Ort j	C
15a		bzw. $ks_{j,l} = \sum_{i=1}^l y_{i,j}$	$1 \leq l \leq N$ . Kumulierte Summe der Trendnanomalien y der Jahre $i=1, \dots, l$ am Ort j	C
16	$S_j$	$S_j = \{ks_{j,l}; l = 1, \dots, N\}$	Reihe S der kumulierten Summen der Trendnanomalien y der Jahre $i=1, \dots, N$ am Ort j	C

bzw.

$$S_j = \left\{ \sum_{i=1}^l y_{i,j}; l = 1, \dots, N \right\} \quad C$$

bzw.

$$S_j = \{ \bar{y}_{j,l}; l = 1, \dots, N \} \quad \text{unter Gültigkeit von 15, 15a} \quad C$$

17  $S_{j,n}$   $S_{j,n} = \left\{ \sum_{i=1}^l y_{i,j}; l = 1, \dots, n < N \right\}$  Reihe  $S_n$  der kumulierten Summen der Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$  C

bzw.

$$S_{j,n} = \{ ks_{j,l}; l = 1, \dots, n < N \} \quad \text{mit der Benennung 15a} \quad C$$

bzw.

17a  $S_{j,n}$   $S_{j,n} = \{ \bar{y}_{j,l}; l = 1, \dots, n < N \}$  wenn 13 gegeben ist. Reihe  $S_n$  der kumulierten Summen der Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$  C

18  $S_{j,N-n}$   $S_{j,N-n} = \left\{ \sum_{i=1}^l y_{i,j}; l = N-n, \dots, N \right\}$  Reihe  $S_{N-n}$  der kumulierten Summen der Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=N-n, \dots, N$  am Ort  $j$  C

bzw.

$$S_{j,N-n} = \{ ks_{j,l}; l = N-n, \dots, N \} \quad C$$

bzw.

18a  $S_{j,N-n}$   $S_{j,N-n} = \{ \bar{y}_{j,l}; l = N-n, \dots, N \}$  gemäss Definition bei 14. Reihe  $S_{N-n}$  der kumulierten Summen der Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=N-n, \dots, N$  am Ort  $j$  C

19  $V_{Y_j}$   $V_{Y_j} = \sum_{i=1}^N (y_{i,j} - \bar{y}_j)^2 \cdot \frac{1}{N-1}$  Varianz der Reihe  $Y$  aller Trendanomalien  $y$  am Ort  $j$  C<sup>2</sup>

19a  $s_{Y_j}$   $s_{Y_j} = \sqrt{V_{Y_j}}$  Streuung der Reihe  $Y$  aller Trendanomalien  $y$  am Ort  $j$  C

**Standardisierte Trendanomalien, kumulierte, standardisierte Trendanomalien**

Da standardisierte Grössen dimensionslos sind, führen wir die Einheit nicht mehr auf.

- 20  $\dot{y}_{i,j}$   $\dot{y}_{i,j} = \frac{y_{i,j} - \bar{y}_j}{s_{y_j}}$  Standardisierte Trendanomalie  $y$  des Jahres  $i$  am Ort  $j$ . ('z-transformierte' Trendanomalie  $y$  des Jahres  $i$  am Ort  $j$ )
- 21  $\dot{Y}_j$   $\dot{Y}_j = \{\dot{y}_{i,j}; i = 1, \dots, N\}$  Reihe  $\dot{Y}$  der standardisierten Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, N$  am Ort  $j$
- 21a  $\dot{Y}_{j,n}$   $\dot{Y}_{j,n} = \{\dot{y}_{i,j}; i = 1, \dots, n < N\}$  Reihe  $\dot{Y}_n$  der standardisierten Temperaturanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$
- 21b  $\dot{Y}_{j,N-n}$   $\dot{Y}_{j,N-n} = \{\dot{y}_{i,j}; i = N-n, \dots, N\}$  Reihe  $\dot{Y}_{N-n}$  der standardisierten Temperaturanomalien  $y$  der Jahre  $i=N-n, \dots, N$  am Ort  $j$
- 22  $\dot{\bar{y}}_j$   $\dot{\bar{y}}_j = \sum_{i=1}^N \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{N}$  Jährlicher Mittelwert  $\dot{\bar{y}}$  der standardisierten Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, N$  am Ort  $j$
- 22a  $\dot{\bar{y}}_j = 0$  unter den Voraussetzungen 8a und der Umbenennung 9
- 22b  $\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} + \sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j} = \sum_{i=1}^N \dot{y}_{i,j} = 0$  unter den Voraussetzungen 22, 22a
- 22c  $\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} = -\sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j}$
- 23  $\dot{\bar{y}}_{j,n}$   $\dot{\bar{y}}_{j,n} = \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{n}$   $1 \leq n < N$ . Jährlicher Mittelwert  $\dot{\bar{y}}_n$  der standardisierten Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$
- 23a  $\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} = \dot{\bar{y}}_j \cdot n$  kumulierte Summe der standardisierten Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$
- 24  $\dot{\bar{y}}_{j,N-n}$   $\dot{\bar{y}}_{j,N-n} = \sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{N-n}$   $(N-n) \leq N$ . Jährlicher Mittelwert  $\dot{\bar{y}}_{N-n}$  der standardisierten Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=N-n, \dots, N$  am Ort  $j$
- 25  $\sum_{i=1}^N \dot{y}_{i,j} = \dot{\bar{y}}_j \cdot N = 0$  unter den Voraussetzungen 22, 22a. Kumulierte Summe der standardisierten Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, N$  am Ort  $j$

- 25a                    bzw. allgemein:  
 $c\dot{y}_{j,n} = \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}$                      $1 \leq n \leq N$ . Kumulierte Summe der  
standardisierten Trendanomalien  $\dot{y}$  der  
Jahre  $i=1, \dots, n$  am Ort  $j$
- 26                     $C\dot{Y}_j = \left\{ \sum_{i=1}^l \dot{y}_{i,j}; l = 1, \dots, N \right\}$  Reihe  $C\dot{Y}$  der kumulierten Summen der  
standardisierten Trendanomalien  $\dot{y}$  der  
Jahre  $i=1, \dots, N$  am Ort  $j$   
bzw.  
 $C\dot{Y}_j = \{c\dot{y}_{j,l}; l = 1, \dots, N\}$  mit Definition 22, Umstellung 25  
und der Umbenennung 25a  
bzw.  
 $C\dot{Y}_j = \{\bar{y}_{j,l}; l = 1, \dots, N\}$  mit Definition 22, Umstellung 25  
bzw.  
 $c\ddot{y}_j = \sum_{i=1}^N c\dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{N} = 0$  mit Definition 22, Umstellung 25  
und der Umbenennung 25a
- 27                     $C\dot{Y}_{j,n} = \left\{ \sum_{i=1}^l \dot{y}_{i,j}; l = 1, \dots, n < N \right\}$  Reihe  $C\dot{Y}_n$  der kumulierten Summen  
standardisierter Trendanomalien  $\dot{y}$  der  
Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$   
bzw.  
 $C\dot{Y}_{j,n} = \{c\dot{y}_{j,l}; l = 1, \dots, n < N\}$  unter Gültigkeit von 23a  
und der Umbenennung 25a  
bzw.  
 $C\dot{Y}_{j,n} = \{\bar{y}_{j,l}; l = 1, \dots, n < N\}$  unter der Gültigkeit von 23a  
und der Umbenennung 25a.  
Reihe  $C\dot{Y}_n$  der kumulierten Summen  
standardisierter Trendanomalien  $\dot{y}$  der  
Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$   
bzw.  
 $c\ddot{y}_{j,n} = \sum_{i=1}^n c\dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{n}$                      $1 \leq n < N$ . Wenn 23a und die Umbenennung 25a gelten:  
Mittelwert  $c\ddot{y}_n$  der kumulierten, standardisierten  
Trendanomalien  $\dot{y}$  am Ort  $j$
- 28                     $C\dot{Y}_{j,N-n} = \left\{ \sum_{i=N-n}^l \dot{y}_{i,j}; l = N-n, \dots, N \right\}$  Reihe  $C\dot{Y}_{N-n}$  der kumulierten  
Summen standardisierter Trendanomalien  $\dot{y}$   
der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$   
bzw.  
 $C\dot{Y}_{j,N-n} = \{c\dot{y}_{j,l}; l = N-n, \dots, N\}$

bzw.

28a

 $C\hat{Y}_{j,N-n} = \{\hat{y}_{j,l} \cdot l; l = N-n, \dots, N\}$  unter der Voraussetzung von 24.

Reihe  $C\hat{Y}_{N-n}$  der kumulierten Summen  
standardisierter Trendanomalien  $\hat{y}$  der  
Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$

bzw.

$$c\hat{y}_{j,N-n} = \sum_{i=N-n}^N c\hat{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{N-n} \quad (N-n) \leq n \leq N. \text{ Falls 24 gilt}$$

29

 $V_{\hat{Y}_j}$ 

$$V_{\hat{Y}_j} = \sum_{i=1}^N (\hat{y}_{i,j} - \bar{\hat{y}}_j)^2 \cdot \frac{1}{N-1} \quad \text{Varianz } V_{\hat{Y}_j} \text{ der Reihe } \hat{Y}_j \text{ der standar-}$$

disierten Trendanomalien  $\hat{y}$  der Jahre  
 $i=1, \dots, N$  am Ort  $j$ .  $V_{\hat{Y}_j} = 1$

29a

$$s_{\hat{Y}_j} = \sqrt{V_{\hat{Y}_j}}$$

Streuung der Reihe  $\hat{Y}_j$  der standar-  
disierten Trendanomalien  $\hat{y}$  der Jahre  
 $i=1, \dots, N$  am Ort  $j$ .  $s_{\hat{Y}_j} = 1$



### Räumliche Mittelwerte standardisierter und kumulierter, standardisierter Reihen

- 30a  $\dot{z}_i$   $\dot{z}_i = \sum_{j=1}^M \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{M}$  Mittelwert der standardisierten Trendanomalie  $\dot{y}_{i,j}$  über den Betrachtungsraum
- 30b  $\dot{Z}$   $\dot{Z} = \{\dot{z}_i; i = 1, \dots, N\}$  Reihe  $\dot{Z}$  der standardisierten Trendanomalien  $\dot{y}$  der Jahre  $i=1, \dots, N$  über den Betrachtungsraum; kurz: mittlere Raumreihe  $\dot{Z}$  der standardisierten Trendanomalien  $\dot{Y}_j$
- 31  $C\dot{Z}$   $C\dot{Z} = \left\{ \sum_{i=1}^n \dot{z}_i; n = 1, \dots, N \right\}$  Aus der mittleren Raumreihe  $\dot{Z}$  bilden wir eine Reihe  $C\dot{Z}$  kumulierter Summen der mittleren Raumreihe über alle Stationen mit der Definition:  
bzw.  
 $c\dot{z}_n = \sum_{i=1}^n \dot{z}_i$   
 $C\dot{Z} = \{c\dot{z}_n; n = 1, \dots, N\}$   
bzw. mit 25a:  
 $C\dot{Z} = \left\{ \sum_{j=1}^M c\dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{M}; n = 1, \dots, N \right\}$
- $\dot{z}_{i,k}$   $\dot{z}_{i,k} = \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq k}}^M \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{M-1}$  Räumlicher Mittelwert der standardisierten Trendanomalie  $\dot{y}_{i,j}$  über den Betrachtungsraum, exklusive die Stationsreihe  $\dot{Y}_k$
- 32  $\dot{Z}_k$   $\dot{Z}_k = \{\dot{z}_{i,k}; i = 1, \dots, N\}$  Raummittelreihe  $\dot{Z}_k$  der standardisierten Trendanomalie-Reihen  $\dot{Y}_j$ , exklusive eine Stationsreihe  $\dot{Y}_k$   
 $c\dot{z}_{n,k} = \sum_{i=1}^n \dot{z}_{i,k}$
- 33  $C\dot{Z}_k$   $C\dot{Z}_k = \{c\dot{z}_{n,k}; n = 1, \dots, N\}$  Aus der Raummittelreihe  $\dot{Z}_k$  bilden wir eine kumulierte Raummittelreihe  $C\dot{Z}_k$  der standardisierten Trendanomalie-Reihen  $\dot{Y}_j$ , exklusive eine Stationsreihe  $\dot{Y}_k$  (Jahre  $i=1, \dots, N$ )
- 34  $C\dot{Z}_x$   $C\dot{Z}_x = \left\{ \sum_{k=1}^M c\dot{z}_{n,k} \cdot \frac{1}{M}; n = 1, \dots, N \right\}$  Raummittelreihe  $C\dot{Z}_x$  aller kumulierten Raummittelreihen  $C\dot{Z}_k$   $k = 1, \dots, M$  der standardisierten Trendanomalien  $\dot{Y}_j$ , exklusive eine Stationsreihe  $\dot{Y}_k$   
  
Damit wird schliesslich auch  
 $C\dot{Z}_x = C\dot{Z}$

### Kumulierte, standardisierte Trendanomalien als Produkt aus Trendmittelwert und Teilreihenlänge

- Wenn 21 gilt, ist:
- Reihe  $\dot{Y}$  der standardisierten Trendanomalien  $\dot{y}$  der Jahre  $i=1, \dots, N$  am Ort  $j$
- 35  $\dot{Y}_j$   $\dot{Y}_j = \{\dot{y}_{i,j}; i = 1, \dots, N\}$
- Reihe  $\dot{Y}_n$  der standardisierten Temperaturanomalien  $\dot{y}$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$
- 36  $\dot{Y}_{j,n}$   $\dot{Y}_{j,n} = \{\dot{y}_{i,j}; i = 1, \dots, n < N\}$
- Wenn 23 gilt, ist:
- $1 \leq n < N$ . Jährlicher Mittelwert  $\dot{y}_n$  der standardisierten Trendanomalien  $\dot{y}$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$
- 35  $\dot{y}_{j,n}$   $\dot{y}_{j,n} = \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{n}$
- bzw.
- 36  $\dot{Y}_{j,n}$   $\dot{Y}_{j,n} = \left\{ \sum_{i=1}^l \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{l}; l = 1, \dots, n < N \right\}$  Reihe  $\dot{Y}_n$  der Mittelwerte  $\dot{y}_n$  der standardisierten Temperaturanomalien  $\dot{y}$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$
- Die Durchführung von Regressionen ergibt Regressionskoeffizienten  $\alpha_{j,n}, \beta_{j,n}$
- 37  $\hat{y}_{j,n}$   $\hat{y}_{j,n} = \alpha_{j,n} + \beta_{j,n} \cdot \dot{y}_{j,n}$  Schätzwert  $\hat{y}_n$  der standardisierten Trendanomalie  $\dot{y}$  des Jahres  $n$  am Ort  $j$
- 38  $\hat{Y}_{j,n}$   $\hat{Y}_{j,n} = \{\hat{y}_{j,l}; l = 1, \dots, n < N\}$  Reihe  $\hat{Y}_n$  der Schätzwerte der standardisierten Trendanomalien der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$
- 39  $\hat{\dot{y}}_{j,n}$   $\hat{\dot{y}}_{j,n} = \sum_{i=1}^n \hat{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{n}$   $1 \leq n < N$ . Jährlicher Mittelwert  $\hat{\dot{y}}_n$  der Schätzwerte der standardisierten Trendanomalien  $\dot{y}$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$ .  
Jährlicher Mittelwert  $\hat{\dot{y}}_n$  der Reihe  $\hat{Y}_{j,n}$
- 40  $\hat{\dot{Y}}_{j,n}$   $\hat{\dot{Y}}_{j,n} = \left\{ \sum_{i=1}^l \hat{y}_{i,j}; l = 1, \dots, n < N \right\}$  Reihe  $\hat{\dot{Y}}_n$  jährlicher Mittelwerte  $\hat{\dot{y}}_n$  der Schätzwerte der standardisierten Trendanomalien  $\dot{y}$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  am Ort  $j$ .
- bzw.
- $\hat{\dot{Y}}_{j,n} = \left\{ \hat{\dot{y}}_{j,l}; l = 1, \dots, n < N \right\}$

40a

$$c\hat{Y}_j = \left\{ \sum_{i=1}^l \hat{y}_{i,j}; l = 1, \dots, n < N \right\}$$

bzw.

$$\left\{ l \cdot \hat{\bar{y}}_{i,l}; l = 1, \dots, n < N \right\}$$

Menge der kumulierten Summen  
geschätzter standardisierter Trend-  
anomalien  $\hat{y}_n$  der Reihe  $\hat{Y}_n$  am Ort j.

bzw. allgemein mit  $1 \leq n \leq N$ 

$$\hat{\bar{y}}_{j,n} \cdot n = \sum_{i=1}^n \hat{y}_{i,j}$$

Da Regressionslinien per definitionem  
Schwerpunkte untersuchter Mengen durchstossen,  
beispielsweise

$$\{\hat{\bar{y}}_{j,l}, \bar{x}_{j,l}; l = 1, \dots, n \leq N\}$$

aber auch

$$\left\{ \hat{\bar{y}}_{j,l}, \bar{x}_{j,l}; l = 1, \dots, n \leq N \right\}$$

wird evident, dass bei gleichem Mittelwert  $\bar{x}_j$ :

$$\hat{\bar{y}}_{j,n} = \hat{\bar{y}}_{j,n}$$

wenn 23 und 25a gelten, ist analog dazu:

$$c\hat{y}_{j,n} = \hat{\bar{y}}_{j,n} \cdot n$$

und

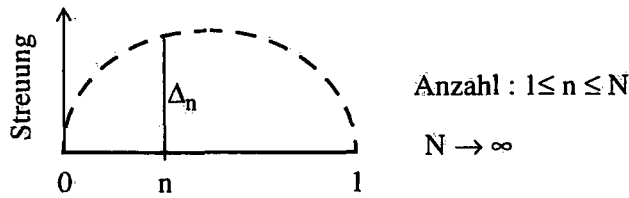
$$c\hat{y}_{j,n} = \hat{\bar{y}}_{j,n} \cdot n$$

Die kumulierte, standardisierte Trendanomalie  
 $c\hat{y}_{j,n}$  entspricht dem Produkt des dazugehörenden  
Reihenmittelwertes  $\hat{\bar{y}}_{j,n}$  mit seiner Reihenlänge n.

### Anhang 11: Varianz von Einzelementen kumulierter, standardisierter und normalverteilter Zufallsvariablen

Nr	Referenz im Text	Gleichung	Beschreibung, Bemerkungen
41	$Y$	$Y = \{y_i; i = 1, \dots, N\}$	Folge $Y$ , = Folge $Y_N$
41a	$Y_n$	$Y_n = \{y_i; i = 1, \dots, n \leq N\}$	Teilfolge $Y_n$
41b	$Y_{N-n}$	$Y_{N-n} = \{y_i; i = N-n, \dots, N\}$	Teilfolge $Y_{N-n}$
42	$\bar{y}_N$	$\bar{y}_N = \sum_{i=1}^N y_i \cdot \frac{1}{N}$	Mittelwert $\bar{y}_N$
43	$\bar{y}_n$	$\bar{y}_n = \sum_{i=1}^n y_i \cdot \frac{1}{n}$	Mittelwert $\bar{y}_n$ der Teilfolge $Y_n$
44	$\bar{y}_{N-n}$	$\bar{y}_{N-n} = \sum_{i=N-n}^N y_i \cdot \frac{1}{N-n}$	Mittelwert $\bar{y}_{N-n}$ der Teilfolge $Y_{N-n}$
Es gilt auch:			
44a		$\sum_{i=1}^n y_i + \sum_{i=N-n}^N y_i = \sum_{i=1}^N y_i$	
Unter Verwendung von 43 ist:			
45		$\sum_{i=1}^n y_i = \bar{y}_n \cdot n$	Kumulierte Summe der Teilfolge $Y_n$
46		$\Delta'_n = \bar{y}_n - \bar{y}_N$	Differenz $\Delta'_n$ : Mittelwert der Teilfolge $Y_n$ - Mittelwert der Folge $Y_N$ (Unterschied Mittelwert Teilfolge minus Mittelwert Folge)
Es gilt auch:			
47		$\Delta'_n \cdot n = (\bar{y}_n - \bar{y}_N) \cdot n$ $\Delta_n \equiv \Delta'_n$ $\Delta_n = \bar{y}_n \cdot n - \bar{y}_N \cdot n$	
42, 43 und 44a eingesetzt:			
		$\Delta_n = \sum_{i=1}^n y_i - \left(\frac{n}{N} \cdot \sum_{i=1}^N y_i\right)$	
		$\Delta_n = \sum_{i=1}^n y_i - \frac{n}{N} \cdot \left(\sum_{i=1}^n y_i + \sum_{i=N-n}^N y_i\right)$	
		$\Delta_n = \sum_{i=1}^n y_i - \frac{n}{N} \cdot \sum_{i=1}^n y_i - \frac{n}{N} \cdot \sum_{i=N-n}^N y_i$	
47a		$\Delta_n = \left(1 - \frac{n}{N}\right) \cdot \sum_{i=1}^n y_i - \frac{n}{N} \cdot \sum_{i=N-n}^N y_i$	

Zur Bestimmung der Varianz der  $\Delta_n$  an beliebigen Stellen  $n$  ( $0 \leq n \leq 1$ ) treffen wir die empirische Annahme, dass die Streuungen  $\sigma_{\Delta_n}$  von kumulierten, standardisierten Zufallsvariablen in allen Positionen  $n$  mit dem Wert  $n(1-n)$  auftreten (strichlierte Linie).



$$\text{Var}_{\Delta_n} = \sigma_{\Delta_n}^2$$

$$\sigma_{\Delta_n}^2 \approx n(1-n)$$

Das Gesetz der Varianz von Summe und Differenz von Zufallsvariablen besagt, dass die Varianz einer Summe (Differenz) von unabhängigen Zufallsvariablen gleich der Summe der Varianzen der Summanden ist. Wir betrachten die Teilsumme der Streuungen der Stellen  $0 \rightarrow n$  und die Teilsumme der Streuungen der Stellen  $1-n \rightarrow 1$  als Summanden der Gesamtsumme der Streuungen der Stellen  $0 \rightarrow 1$ .

Für beliebige, normalverteilte Zufallsvariablen kann die Varianz in Anlehnung an Gleichung 47a und unter Berücksichtigung des erwähnten Gesetzes folglich aufgefasst werden als

$$48 \quad \text{Var}_{\Delta_n} = \sum_{i=1}^n \left(1 - \frac{n}{N}\right)^2 + \sum_{i=N-n}^N \frac{n^2}{N^2}$$

$$\text{Var}_{\Delta_n} = n \cdot \left(1 - \frac{2n}{N} + \frac{n^2}{N^2}\right) + (N-n) \cdot \frac{n^2}{N^2}$$

$$\text{Var}_{\Delta_n} = n - \frac{2n^2}{N} + \frac{n^2 \cdot N}{N^2}$$

$$\text{Var}_{\Delta_n} = \frac{n}{N} \cdot (N - 2n + n)$$

$$\text{Var}_{\Delta_n} = \frac{n \cdot (N - n)}{N}$$

Varianz des Unterschieds Mittelwert der Teilfolge  $Y_n$  minus Mittelwert der Folge  $Y_N$   
Damit ist die Streuung der  $\Delta_n$  ebenfalls definiert mit

$$49 \quad s_{\Delta_n} = \sqrt{\text{Var}_{\Delta_n}} = \sqrt{\frac{n \cdot (N - n)}{N}}$$

Streuung des Unterschiedes zwischen Mittelwert der Teilfolge  $Y_n$  und dem Mittelwert der Folge  $Y_N$

Eine Reihe  $c\hat{y}_{j,n}$  (26, 27) kann in unserem Zusammenhang als Reihe verschiedener  $\Delta_n$  betrachtet werden, nämlich als Reihe von Differenzen der Teilreihenmittelwerte  $c\hat{y}_{j,n}$  (27a) zum dazugehörigen Reihenmittelwert  $c\hat{y}_j$ , welcher Null beträgt (26).

$$\{c\hat{y}_{j,n} = c\hat{y}_{j,n} - c\hat{y}_j; n = 1, \dots, n < N\}$$

$$\text{bzw. } \{\Delta_n = c\hat{y}_{j,n} - c\hat{y}_j; n = 1, \dots, n < N\},$$

$$50 \quad \text{Var}_{c\hat{y}_{j,n}} \quad \text{Var}_{c\hat{y}_{j:n}} = \text{Var}_{\Delta_n} = \frac{n \cdot (N-n)}{N} \quad \text{Varianz kumulierter Summen standardisierter Trendanomalien } \hat{y}_n$$

Zur Herstellung der im Text verwendeten Terminologie setzen wir

$$\text{var}_n \equiv \text{Var}_{\Delta_n}$$

## Anhang 12: Zusammenhang einer Testgrösse nach ALEXANDERSSON mit kumulativen Summen normalverteilter Zufallsvariablen

Nr	Referenz im Text	Gleichung	Beschreibung, Bemerkungen
			Nach Anhang 10 sind:
51	$\bar{y}_{j,n}$	$\bar{y}_{j,n} = \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{n}$	Jährlicher Mittelwert $\bar{y}_n$ der Teilreihe $Y_{j,n}$ hier der standardisierten Trendanomalien $\dot{y}$ der Stellen 1 bis n, des Ortes j. (=Teilreihe $Y_{j,n}$ )
52	$\bar{y}_{j,N-n}$	$\bar{y}_{j,N-n} = \sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{N-n}$	Jährlicher Mittelwert $\bar{y}_{N-n}$ der Teilreihe $Y_{j,N-n}$ hier der standardisierten Trendanomalien $\dot{y}$ der Stellen n bis N, des Ortes j. (=Teilreihe $Y_{j,N-n}$ )
			wenn 22c gilt:
53		$\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} = -\sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j}$	ALEXANDERSSON setzt für seine Testgrösse [1, 1986, p.663, Formel 7; v durch n, und n durch N ersetzt]:
54	$T_0$	$T_0 = \max_{1 \leq n < N} \{T_n\} = \max_{1 \leq n < N} \{n\bar{p}_1^2 + (N-n)\bar{p}_2^2\}$	mit
		$TR_i = \{t_i; i = 1, \dots, N\}$	Testreihe
		$R_i = \{r_i; i = 1, \dots, N\}$	Referenzreihe
			und
	$Q_i$	$Q_i = \frac{TR_i}{R_i} = \left\{ \frac{t_i}{r_i}; i = 1, \dots, N \right\}$	Quotientenreihe, vorzugsweise für absolut skalierte Daten (zum Beispiel: Niederschlag)
			oder
55	$D_i$	$D_i = TR_i - R_i = \{d_i = t_i - r_i; i = 1, \dots, N\}$	Differenzenreihe, vorzugsweise für relativ skalierte Daten (zum Beispiel: Temperatur)
		$\bar{d}_N = \sum_{i=1}^N d_i \cdot \frac{1}{N} = \bar{d}$	

Wenn  $s_D$ =Streuung der Elemente der Reihe  $D_i$ ,  
ist in unserem Zusammenhang:

$$56 \quad p_i = \frac{D_i - \bar{d}}{s_D} \quad \text{mit}$$

$$P = \left\{ p_i = \frac{d_i - \bar{d}}{s_D}; i = 1, \dots, N \right\}$$

bzw.

$$57 \quad \bar{p}_1 = \sum_{i=1}^n p_i \cdot \frac{1}{n} \quad \text{Mittelwert } \bar{p}_n \text{ der Teilreihe } P_1$$

bzw.

$$58 \quad \bar{p}_2 = \sum_{i=N-n}^N p_i \cdot \frac{1}{N-n} \quad \text{Mittelwert } \bar{p}_{N-n} \text{ der Komplementärreihe } P_2$$

Wie im Kapitel 5.1. ausgeführt,  
ersetzen wir in Gleichung 54 die  
Faktoren  $\bar{p}_1$  und  $\bar{p}_2$  durch unsere  
Teilreihenmittelwerte  $\hat{y}_n$  und  $\hat{y}_{N-n}$  der  
standardisierten Trendanomalien  $\hat{y}$  des Ortes  $j$   
Also:

$$59 \quad p_1 = \hat{y}_{j,n} \quad \text{und} \quad p_2 = \hat{y}_{j,N-n} \quad \text{Somit wird die ALEXANDERSSON'sche} \\ \text{Testmenge, OHNE dass wir ein} \\ \text{Maximum suchen, zu:}$$

$$60 \quad \{T'_{0,n}; n = 1, \dots, n < N\} = \{n \cdot \hat{y}_{j,n}^2 + (N-n) \cdot \hat{y}_{j,N-n}^2; n = 1, \dots, n < N\}$$

Wir betrachten stellvertretend für alle  $n=1, \dots, n < N$ :

$$60a \quad T'_{0,n} = n \cdot \hat{y}_{j,n}^2 + (N-n) \cdot \hat{y}_{j,N-n}^2$$

Nun formen wir um und ziehen die Wurzel:

$$61 \quad \hat{y}_{j,n} = \sqrt{\frac{T'_{0,n} - (N-n) \cdot \hat{y}_{j,N-n}^2}{n}}$$

Wenn wie aus Anhang 10, Gleichung 23a  
bekannt, gilt:

$$62 \quad \sum_{i=1}^n \hat{y}_{i,j} = \hat{y}_{j,n} \cdot n \quad \text{als kumulierte Summe der standardisierten} \\ \text{Trendanomalien } \hat{y} \text{ der Jahre } i=1, \dots, n \text{ am Ort } j$$

bzw.

$$\sum_{i=1}^n \hat{y}_{i,j} \cdot \frac{1}{n} = \hat{y}_{j,n}$$



Somit wird Gleichung 61 zu:

$$\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} = n \cdot \sqrt{\frac{T'_{0,n} - (N-n) \cdot \bar{y}_{j,N-n}^2}{n}}$$

und durch Quadrierung:

$$\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2 = n \cdot (T'_{0,n} - (N-n) \cdot \bar{y}_{j,N-n}^2)$$

Nach Einsetzen von Gleichung 52  
erscheint:

$$\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2 = n \cdot \left( T'_{0,n} - (N-n) \cdot \frac{\left( \sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j} \right)^2}{(N-n)^2} \right)$$

$$\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2 = n \cdot T'_{0,n} - n \cdot (N-n) \cdot \frac{\left( \sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j} \right)^2}{(N-n)^2}$$

$$\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2 = n \cdot T'_{0,n} - \frac{n}{N-n} \cdot \left( \sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j} \right)^2$$

Weil aber für eine Reihe standardisierter  
Werte nach 22c auch gültig ist, dass:

$$\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} = - \sum_{i=N-n}^N \dot{y}_{i,j} \quad \text{so folgt:}$$

$$\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2 = n \cdot T'_{0,n} - \frac{n}{N-n} \cdot \left( - \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2$$

Das ist gleichbedeutend mit:

$$\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2 = n \cdot T'_{0,n} - \frac{n}{N-n} \cdot \left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2$$

Dies umgeformt ergibt:

$$\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2 = n \cdot \left( T'_{0,n} - \frac{\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2}{N-n} \right)$$

Beziehungswise:

$$\frac{\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2}{n} = T'_{0,n} - \frac{\left( \sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} \right)^2}{N-n}$$

Diese Gleichung multipliziert mit  $n \cdot (N - n)$  und umgeformt:

$$\frac{\left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot n \cdot (N-n)}{n} = T'_{0,n} \cdot n \cdot (N-n) - \frac{\left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot n \cdot (N-n)}{N-n}$$

$$\left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot (N-n) = T'_{0,n} \cdot n \cdot (N-n) - \left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot n$$

$$\left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot (N-n) + \left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot n = T'_{0,n} \cdot n \cdot (N-n)$$

$$\left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot ((N-n) + n) = T'_{0,n} \cdot n \cdot (N-n)$$

$$\left(\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j}\right)^2 \cdot N = T'_{0,n} \cdot n \cdot (N-n)$$

$$\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} = \sqrt{\frac{T'_{0,n} \cdot n \cdot (N-n)}{N}}$$

$$\sum_{i=1}^n \dot{y}_{i,j} = \sqrt{T'_{0,n}} \cdot \sqrt{\frac{n \cdot (N-n)}{N}} \quad \text{mit } T'_{0,n} \text{ nach 60a}$$

Allgemein:

Die kumulierte Summe der Elemente 1 bis n standardisierter Werte  $\dot{y}$  eines Ortes j ist gleich der Wurzel aus dem Produkt der ALEXANDERSSON'schen Testgrösse multipliziert mit der Varianz des Mittelwertunterschiedes  $\dot{y}_{j,n} - \dot{y}_j$  zwischen Teilreihe  $\dot{Y}_{j,n}$  und Gesamtreihe  $\dot{Y}_{j,N} = \dot{Y}_j$  (vgl. Gleichungen 46, 48).

In unserem Zusammenhang:

Die kumulierte Summe der standardisierten Trendanomalien  $y$  der Jahre  $i=1, \dots, n < N$  des Ortes j ist gleich der Wurzel aus dem Produkt der ALEXANDERSSON'schen Testgrösse multipliziert mit der Varianz des Mittelwertunterschiedes  $\dot{y}_{j,n} - \dot{y}_j$  zwischen Teilreihe  $\dot{Y}_{j,n}$  und Gesamtreihe  $\dot{Y}_{j,N} = \dot{Y}_j$  (vgl. Gleichungen 46, 48).

### Anhang 13: Zusammenstellung verwendeter Tabellenwerte zur Herstellung von Homogenisierungsbeträgen

Unter Berücksichtigung entsprechender Textpassagen werden Werte der folgend aufgeführten Tabellen zur Bildung von Homogenisierungsbeträgen verwendet:

#### Daten von Genf

- |   |               |
|---|---------------|
| 1. Reduktionsbeträge für Temperaturwerte<br>Genf-Cointrin → Genf-Observatorium: | Tabelle 31    |
| 2. Terminanomaliekorrektur aus Regressionsrechnung:                             | Tabelle 25    |
| 3. Terminanomaliekorrektur aus Periodenvergleich:                               | Tabelle 32-35 |

#### Daten von Gr. St. Bernhard

- |  |  |
|--|--|
| 1. Thermometerkorrektur und Skalenverschiebung:  | Tabelle 9                                      |
| 2. Herstellung 'originaler' Temperaturmessung an Hotelwand<br>(Temperatur Zinkgehäuse → Temperatur Holzgehäuse): | Tabelle 8, (-corr <sub>H1</sub> )              |
| 3. Herstellung einer Temperaturreihe in Zinkgehäuse bis 1924:  | Tabelle 38,<br>(+corr <sub>(H1→Z)(P),i</sub> ) |
| 4. Korrektur der Thermographenaberration:  | Tabelle 43                                     |
| 5. Anpassung der Reihe in Zinkgehäuse bis 1924 an die Periode<br>von 1925 bis 1970:                              | Tabelle 39,<br>corr <sub>(Z°→H2)(P),i</sub>    |
| 6. Terminanomaliekorrektur aus Regressionsrechnung:  | Tabelle 21                                     |

#### Daten von Bern

- |   |            |
|---|------------|
| 1. Terminanomaliekorrektur aus Regressionsrechnung: | Tabelle 27 |
|---|------------|

## Anhang 14: Mittlere monatliche Temperaturwerte für Genf und Gr. St. Bernhard 1864 - 1995

Tabelle 44: Genf-Observatorium, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1864	-32	4	64	92	143	161	199	183	144	90	47	-9	91
1865	26	4	12	132	163	183	204	175	168	110	64	4	104
1866	35	59	51	102	118	185	188	165	159	111	49	30	104
1867	11	59	56	99	135	171	182	193	162	85	33	-3	99
1868	-6	34	45	90	182	186	197	189	170	104	30	70	108
1869	10	54	26	107	150	152	212	180	159	85	-52	6	99
1870	3	0	40	98	158	193	220	169	141	100	47	-20	96
1871	-28	21	54	106	138	142	198	191	177	92	22	-45	89
1872	10	21	64	98	125	168	201	174	161	102	75	35	103
1873	22	17	74	81	123	173	211	202	146	108	55	2	101
1874	3	16	54	111	110	178	214	173	166	100	36	-4	96
1875	26	-6	45	95	162	180	176	196	172	95	54	-7	99
1876	-12	35	56	90	111	169	205	196	141	123	39	51	100
1877	40	45	45	93	116	196	190	199	138	81	68	26	103
1878	-6	21	47	92	148	166	190	185	152	107	37	-13	94
1879	-1	35	63	71	99	175	167	200	152	88	23	-59	84
1880	-36	20	79	100	126	150	204	178	159	116	64	58	102
1881	-14	38	71	93	131	172	224	195	133	72	61	8	99
1882	2	21	74	95	136	159	173	172	134	107	65	25	97
1883	21	45	24	86	140	163	177	179	142	90	60	8	95
1884	30	42	70	90	150	149	202	192	152	93	30	27	102
1885	-17	51	57	99	117	184	207	188	141	88	61	22	100
1886	-7	1	48	106	138	160	199	185	172	109	60	25	100
1887	-22	-5	26	89	112	185	215	187	140	66	38	11	87
1888	-12	-5	43	74	149	176	169	170	157	70	61	8	88
1889	-4	0	30	83	145	180	187	176	138	92	48	-11	89
1890	14	-9	49	86	142	169	179	177	140	81	40	-31	86
1891	-43	-10	46	75	132	172	184	175	152	109	48	26	89
1892	3	27	26	98	139	181	186	194	159	94	68	-4	98

Tabelle 44: Genf-Observatorium, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez.	Jahr
1893	-38	32	67	129	142	183	194	205	155	114	47	9	103
1894	-4	25	58	112	128	166	194	179	139	105	61	9	98
1895	-34	-45	29	102	134	174	199	184	174	96	81	24	93
1896	-9	-4	81	79	122	164	190	155	140	86	34	19	88
1897	-7	51	80	94	124	188	200	183	136	84	38	11	99
1898	13	21	40	97	126	159	182	195	168	113	71	20	100
1899	42	40	59	89	129	171	189	196	154	105	54	2	103
1900	27	44	20	86	126	179	208	179	166	107	58	33	103
1901	-1	-23	38	99	141	179	195	176	151	93	30	16	91
1902	12	14	59	114	101	160	198	177	143	94	37	11	93
1903	12	31	63	65	133	154	181	181	150	108	53	8	95
1904	1	33	49	111	147	178	218	201	133	98	40	18	102
1905	-18	14	68	102	122	178	220	187	151	60	46	13	95
1906	19	5	44	89	136	173	197	200	151	116	62	-12	98
1907	2	-11	40	79	134	165	176	192	153	105	64	40	95
1908	-17	19	47	75	152	185	189	175	143	97	37	12	93
1909	-12	-8	28	103	133	152	171	179	138	111	37	43	90
1910	21	35	51	84	121	173	170	176	133	107	47	39	96
1911	-17	25	54	85	139	166	220	215	170	101	72	38	106
1912	24	49	76	86	146	168	182	157	106	89	30	18	94
1913	33	19	71	94	133	170	164	177	142	103	78	19	100
1914	-27	27	65	111	122	160	174	178	146	93	46	46	95
1915	19	17	46	82	158	187	185	174	132	81	33	62	98
1916	30	28	51	92	144	151	181	181	128	99	53	26	97
1917	-8	-10	32	67	161	190	190	172	167	82	46	-22	89
1918	10	19	48	86	151	154	188	187	154	82	53	44	98
1919	16	20	54	65	137	176	163	207	168	70	35	33	95
1920	38	35	71	99	166	173	191	173	151	104	47	21	106
1921	41	20	66	85	147	185	221	189	164	121	30	21	108
1922	8	26	60	77	162	181	178	179	129	85	37	18	95
1923	11	41	64	94	134	145	217	201	148	119	47	24	104

Tabelle 44: Genf-Observatorium, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1 °C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1924	6	-2	55	98	152	173	191	156	150	100	58	17	96
1925	26	43	34	94	136	182	186	181	133	108	40	25	99
1926	12	58	61	104	119	149	187	188	173	112	73	3	103
1927	19	19	65	104	151	173	191	175	149	95	54	20	101
1928	28	37	68	91	120	179	232	211	154	97	68	18	109
1929	-25	-36	50	78	142	184	203	186	177	110	54	49	98
1930	29	23	67	100	124	197	183	187	163	101	78	29	107
1931	23	13	41	89	157	199	185	168	115	91	69	9	97
1932	15	-11	42	80	125	167	182	209	182	109	60	20	98
1933	-13	25	60	108	130	151	206	203	162	106	44	-19	97
1934	11	13	56	112	158	182	207	178	166	103	41	53	107
1935	-3	39	50	91	126	192	211	181	162	105	64	15	103
1936	53	28	70	87	146	171	182	184	156	73	60	26	103
1937	29	55	44	97	153	186	205	195	149	104	51	12	107
1938	26	14	78	78	125	185	187	185	158	106	73	2	101
1939	34	25	33	105	109	173	184	185	147	97	74	12	98
1940	-28	23	60	96	138	168	182	179	157	100	65	-20	93
1941	-1	26	62	84	105	176	207	177	145	92	49	12	95
1942	-22	-18	65	101	144	180	201	199	176	120	44	13	100
1943	18	35	73	110	152	171	201	207	164	124	48	24	111
1944	19	-2	40	117	148	175	198	228	151	92	57	13	103
1945	-30	46	73	123	160	205	219	187	168	108	44	23	111
1946	-2	55	71	124	149	173	211	189	158	97	52	7	107
1947	-11	8	68	128	161	196	216	217	180	110	75	26	115
1948	42	30	95	102	150	165	173	187	146	111	54	14	106
1949	17	23	40	125	125	178	217	205	186	118	53	43	111
1950	8	43	66	85	155	202	225	196	156	103	68	1	109
1951	28	37	55	101	132	174	201	193	164	105	69	13	106
1952	6	5	77	118	155	200	235	200	132	107	47	25	109
1953	-8	8	68	109	162	166	206	196	168	122	46	36	107
1954	-0	13	71	85	135	188	184	182	164	109	71	42	104

Tabelle 44: Genf-Observatorium, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1955	30	28	46	110	142	178	201	192	156	99	48	53	107
1956	39	-61	59	85	153	166	196	173	166	90	42	27	95
1957	-2	58	90	99	118	172	194	179	151	98	64	20	103
1958	15	53	36	74	157	164	195	192	175	95	54	43	104
1959	24	26	82	103	148	180	216	188	172	104	42	43	111
1960	15	41	74	101	156	187	179	179	136	100	75	25	106
1961	26	57	79	125	133	181	187	185	188	116	56	38	114
1962	37	23	38	95	126	169	192	214	159	110	41	-3	100
1963	-32	-16	51	106	135	168	206	174	156	99	85	-1	94
1964	-6	42	54	106	154	185	219	190	161	100	69	14	107
1965	16	-1	49	85	137	178	183	177	135	108	62	43	98
1966	6	65	52	111	148	190	184	184	168	132	42	33	110
1967	17	39	75	89	133	168	214	190	153	128	62	7	106
1968	4	37	63	106	131	173	194	171	145	127	58	25	103
1969	24	7	60	96	146	152	205	189	162	110	66	-9	101
1970	14	39	36	75	132	186	200	196	163	99	72	21	103
1971	-2	28	24	124	149	160	219	212	155	115	47	20	104
1972	21	46	74	93	134	161	194	187	130	95	71	20	102
1973	13	20	54	75	149	179	193	204	167	97	53	18	102
1974	46	54	83	101	133	161	197	202	151	65	63	48	109
1975	46	36	52	99	137	162	204	194	169	92	69	21	107
1976	23	28	57	99	159	212	214	182	140	116	64	18	109
1977	27	65	85	88	129	162	192	177	148	120	65	35	108
1978	23	30	66	86	127	165	187	176	156	98	48	42	100
1979	-1	51	70	83	139	177	205	180	163	119	57	46	107
1980	15	54	60	82	121	152	173	197	165	100	48	7	98
1981	4	7	87	116	134	175	185	198	162	110	54	27	105
1982	39	36	59	99	149	181	215	189	171	106	72	46	114
1983	32	12	69	95	118	187	243	202	168	116	61	31	111
1984	28	25	45	94	112	173	212	194	147	116	76	38	105
1985	-22	15	39	102	134	161	219	194	176	124	40	40	102

Tabelle 44: Genf-Observatorium, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1986	26	-10	55	75	164	182	211	194	166	132	63	32	108
1987	-10	32	43	111	118	162	204	201	186	125	72	42	107
1988	55	38	59	101	147	177	204	207	160	126	55	39	114
1989	25	41	91	88	166	186	223	213	169	126	54	48	119
1990	27	81	88	92	170	175	215	214	165	131	66	23	121
1991	35	13	88	96	125	175	225	228	190	108	67	23	114
1992	14	42	79	110	167	171	212	232	167	103	84	34	118
1993	49	18	66	115	158	189	199	212	149	100	49	56	113
1994	45	52	111	89	154	190	240	224	158	122	97	58	128
1995	29	71	61	112	147	172	234	203	144	151	67	33	119

Tabelle 45: Gr. St. Bernhard, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1864	-88	-99	-61	-36	11	26	68	54	32	-14	-53	-77	-20
1865	-85	-116	-126	1	25	43	75	57	71	-8	-36	-56	-13
1866	-58	-64	-78	-25	-14	-45	57	41	34	4	-46	-39	-12
1867	-77	-51	-58	-26	9	37	52	66	56	-24	-53	-106	-15
1868	-92	-61	-89	-42	46	48	61	61	48	-11	-64	-47	-12
1869	-90	-43	-106	-22	20	12	88	52	46	-27	-43	-99	-18
1870	-100	-90	-78	-39	22	43	77	32	34	-14	-62	-113	-24
1871	-127	-62	-61	-28	3	-1	66	67	54	-11	-80	-111	-24
1872	-88	-74	-61	-25	-14	33	70	53	47	-9	-46	-68	-15
1873	-73	-95	-50	-59	-17	27	81	74	37	3	-44	-50	-14
1874	-66	-97	-74	-22	-33	41	83	53	51	7	-67	-118	-20
1875	-56	-116	-76	-36	30	40	49	78	50	-14	-67	-88	-17
1876	-80	-77	-76	-40	-19	30	69	65	23	26	-68	-56	-17
1877	-81	-85	-86	-41	-20	61	56	80	21	-23	-32	-83	-19
1878	-104	-51	-88	-29	10	30	58	67	50	0	-88	-120	-22
1879	-84	-87	-53	-62	-35	40	35	92	35	4	-77	-102	-25
1880	-87	-69	-29	-30	-3	18	80	47	48	9	-33	-47	-8
1881	-112	-77	-41	-37	-5	23	89	70	19	-39	-1	-71	-15



Tabelle 45: Gr. St. Bernhard, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1882	-35	-62	-36	-40	8	28	47	44	13	-9	-54	-71	-14
1883	-82	-63	-107	-57	1	24	39	61	21	-6	-49	-77	-25
1884	-55	-65	-56	-42	15	-2	63	64	34	-19	-60	-64	-16
1885	-98	-53	-61	-35	-16	48	72	57	34	-35	-34	-69	-16
1886	-108	-98	-71	-28	4	15	68	60	54	5	-45	-99	-20
1887	-85	-92	-66	-46	-26	49	78	62	36	-42	-64	-109	-25
1888	-87	-110	-85	-56	11	36	35	49	36	-10	-36	-47	-22
1889	-79	-119	-98	-57	9	42	53	56	25	-17	-32	-91	-26
1890	-50	-101	-72	-50	1	26	44	56	30	-14	-64	-101	-25
1891	-114	-63	-86	-61	-8	30	51	44	48	5	-47	-58	-22
1892	-88	-86	-90	-31	3	43	61	73	45	-24	-29	-86	-17
1893	-124	-83	-45	-5	-2	35	56	74	37	17	-49	-71	-13
1894	-93	-64	-55	-13	-1	34	67	64	23	-6	-25	-77	-12
1895	-143	-120	-75	-20	-3	29	72	62	80	-11	-15	-76	-18
1896	-72	-52	-52	-60	-12	30	65	29	26	-30	-68	-79	-23
1897	-101	-47	-47	-34	-9	53	65	64	24	-8	-21	-65	-11
1898	-39	-88	-66	-31	-10	26	50	80	71	10	-34	-62	-8
1899	-69	-47	-60	-44	-8	30	58	79	34	29	-13	-83	-8
1900	-86	-67	-102	-46	-1	39	72	54	62	14	-54	-41	-13
1901	-88	-149	-95	-32	-2	47	65	65	35	-6	-51	-80	-24
1902	-57	-86	-60	-16	-40	22	69	55	37	-12	-53	-76	-18
1903	-77	-51	-61	-77	-3	24	51	68	34	3	-48	-92	-19
1904	-88	-101	-72	-20	17	47	86	74	15	4	-50	-57	-12
1905	-106	-98	-62	-37	-9	34	87	60	35	-46	-72	-46	-22
1906	-78	-114	-72	-53	0	34	65	81	38	22	-29	-121	-19
1907	-85	-110	-78	-60	1	39	48	79	49	-2	-39	-66	-19
1908	-69	-88	-95	-67	22	45	55	57	38	18	-39	-83	-17
1909	-88	-117	-105	-18	-1	10	43	63	18	8	-63	-70	-27
1910	-79	-97	-69	-54	-23	33	40	55	11	4	-74	-69	-27
1911	-78	-72	-78	-47	-2	29	86	95	59	-5	-38	-62	-9
1912	-64	-56	-53	-54	12	31	53	29	-11	-7	-77	-43	-20

Tabelle 45: Gr. St. Bernhard, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1 °C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1913	-70	-82	-45	-48	-5	28	36	59	24	14	-29	-74	-16
1914	-94	-53	-64	-13	-8	21	37	63	29	-7	-61	-73	-19
1915	-114	-106	-72	-52	23	45	59	53	23	-28	-75	-50	-25
1916	-52	-97	-71	-40	8	18	50	58	16	1	-55	-77	-20
1917	-112	-100	-94	-72	17	50	66	55	61	-28	-42	-105	-25
1918	-74	-65	-73	-48	11	16	62	63	48	-16	-50	-49	-15
1919	-100	-92	-76	-59	-1	40	28	79	47	-39	-85	-73	-28
1920	-63	-54	-39	-34	34	35	65	50	34	1	-36	-66	-6
1921	-54	-83	-53	-52	13	43	85	63	64	45	-54	-61	-4
1922	-100	-67	-56	-59	23	40	54	74	16	-8	-59	-75	-18
1923	-94	-70	-66	-40	5	7	86	89	34	22	-54	-93	-15
1924	-80	-107	-62	-36	21	43	68	35	38	0	-26	-60	-14
1925	-51	-86	-93	-43	1	48	55	60	13	6	-62	-89	-20
1926	-90	-47	-63	-31	-18	12	48	75	58	-1	-39	-84	-15
1927	-96	-89	-75	-32	11	36	66	61	31	8	-44	-78	-17
1928	-83	-71	-74	-46	-20	44	101	93	44	-10	-54	-97	-14
1929	-120	-118	-51	-57	2	46	75	70	66	-9	-53	-76	-19
1930	-64	-111	-60	-40	-13	60	52	71	43	-9	-29	-69	-14
1931	-101	-119	-70	-50	16	75	65	48	-4	1	-34	-79	-21
1932	-56	-113	-84	-71	-10	22	50	89	67	-17	-36	-58	-18
1933	-112	-88	-63	-27	-12	11	79	87	43	-5	-82	-94	-22
1934	-82	-55	-68	-19	29	43	87	58	57	2	-51	-49	-4
1935	-112	-83	-87	-50	-16	64	80	63	55	-9	-45	-96	-20
1936	-66	-88	-62	-43	9	31	62	74	36	-34	-46	-59	-16
1937	-62	-71	-88	-46	15	44	77	68	33	2	-42	-97	-14
1938	-79	-81	-30	-60	-14	65	66	64	36	15	-9	-88	-10
1939	-81	-59	-105	-22	-22	41	60	70	35	-19	-27	-85	-18
1940	-95	-70	-61	-44	2	33	52	66	47	-11	-47	-109	-20
1941	-97	-90	-58	-49	-28	44	75	53	48	-20	-64	-74	-22
1942	-123	-114	-40	-28	7	58	71	73	58	27	-53	-66	-11
1943	-79	-70	-49	-16	25	42	74	90	58	16	-64	-71	-4

Tabelle 45: Gr. St. Bernhard, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1944	-52	-119	-95	-21	12	36	66	96	39	-30	-62	-95	-19
1945	-138	-42	-49	-11	26	62	90	66	50	6	-54	-82	-6
1946	-90	-78	-50	-6	6	36	80	70	64	-3	-44	-100	-10
1947	-106	-102	-53	0	27	71	99	94	63	17	-25	-87	0
1948	-67	-81	-17	-29	15	32	44	71	51	18	-3	-62	-2
1949	-63	-53	-81	3	-2	47	87	80	67	22	-66	-56	-1
1950	-75	-70	-48	-51	20	71	100	75	37	5	-55	-109	-8
1951	-90	-103	-89	-45	-5	37	74	65	54	-9	-43	-49	-17
1952	-105	-101	-54	-11	12	63	99	77	5	-13	-79	-84	-16
1953	-98	-93	-55	-26	19	22	71	73	47	10	-14	-60	-9
1954	-112	-95	-62	-47	-4	44	44	50	43	7	-38	-51	-18
1955	-63	-100	-74	-32	0	39	67	57	34	-9	-42	-47	-14
1956	-69	-162	-76	-55	10	16	70	62	54	-11	-62	-68	-24
1957	-74	-64	-16	-32	-18	47	69	63	39	17	-28	-72	-6
1958	-84	-63	-91	-64	30	35	73	85	68	-3	-38	-67	-10
1959	-86	-54	-48	-28	4	44	87	61	55	-1	-55	-78	-8
1960	-92	-72	-68	-38	17	51	47	58	21	-28	-24	-54	-15
1961	-53	-43	-42	-13	-7	52	53	72	74	3	-50	-57	-1
1962	-79	-91	-108	-53	-10	32	63	96	44	15	-70	-95	-21
1963	-130	-127	-66	-31	-3	40	82	56	41	16	-33	-79	-20
1964	-61	-69	-67	-26	27	58	85	65	54	-29	-27	-76	-6
1965	-90	-126	-75	-58	1	53	61	58	17	26	-57	-70	-22
1966	-88	-44	-82	-24	11	50	53	61	70	9	-87	-77	-12
1967	-86	-82	-60	-49	-3	31	86	76	40	33	-26	-81	-10
1968	-93	-78	-63	-23	-5	42	69	49	35	35	-35	-93	-13
1969	-70	-126	-72	-50	16	23	77	57	49	36	-52	-108	-18
1970	-76	-103	-100	-61	-10	48	67	70	66	6	-27	-83	-17
1971	-89	-87	-107	-19	12	27	85	90	44	31	-55	-33	-8
1972	-90	-76	-51	-42	-3	36	65	60	15	5	-34	-60	-15
1973	-78	-105	-76	-71	16	52	62	88	60	-5	-35	-77	-14
1974	-51	-79	-55	-41	0	31	69	82	31	-74	-60	-58	-17

Tabelle 45: Gr. St. Bernhard, Vierermittel der Lufttemperatur [0.1°C].

	Jan	Feb	Mrz	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez	Jahr
1975	-54	-70	-89	-39	10	27	76	70	55	-1	-57	-56	-11
1976	-84	-70	-68	-45	19	65	69	51	28	8	-62	-89	-15
1977	-87	-70	-40	-44	-3	31	64	52	36	17	-60	-52	-13
1978	-86	-91	-63	-56	-4	29	60	60	47	16	-27	-65	-15
1979	-112	-78	-66	-64	3	57	71	59	51	13	-49	-66	-15
1980	-105	-68	-70	-74	-11	25	46	74	57	2	-45	-87	-21
1981	-99	-97	-42	-21	0	48	59	82	48	-3	-38	-102	-14
1982	-61	-72	-85	-41	11	54	92	70	63	-8	-36	-61	-6
1983	-42	-100	-49	-41	-15	45	114	67	60	16	-15	-56	-1
1984	-90	-107	-91	-47	-24	33	75	59	22	7	-24	-57	-20
1985	-133	-57	-83	-37	2	32	93	79	74	27	-67	-37	-9
1986	-98	-120	-61	-49	25	51	71	72	59	23	-29	-67	-10
1987	-85	-71	-94	-26	-16	31	75	83	85	11	-39	-30	-6
1988	-66	-88	-83	-25	13	37	82	87	48	28	-29	-48	-4
1989	-33	-46	-29	-52	20	39	79	75	39	23	-37	-34	4
1990	-59	-37	-37	-46	26	44	83	83	42	20	-52	-80	-1
1991	-61	-100	-40	-53	-25	37	93	98	65	-9	-44	-58	-8
1992	-50	-60	-54	-32	28	30	84	104	45	-23	-12	-53	1
1993	-40	-69	-64	-30	17	53	63	87	25	-14	-60	-60	-8
1994	-69	-84	-21	-48	17	52	105	97	31	11	-3	-47	3
1995	-91	-49	-81	-24	5	30	97	63	12	42	-47	-71	-10

**Adresse des Autors:**

**Dr. Othmar Gisler  
auf Weinbergli 14  
CH-6005 Luzern**

