

# PIK Report

---

No. 76

ZUR KLIMATOLOGIE  
DER STATION JENA

Boris Orłowsky



---

POTSDAM INSTITUTE  
FOR  
CLIMATE IMPACT RESEARCH (PIK)

---

Autor:  
Boris Orłowsky

Ansprechpartner:  
Dr. Friedrich-Wilhelm Gerstengarbe  
Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung e.V.  
PF 60 12 03, D-14412 Potsdam  
Tel.: +49-331-288-2586  
Fax: +49-331-288-2695  
E-mail: gerstengarbe@pik-potsdam.de

Herausgeber:  
Dr. F.-W. Gerstengarbe

Technische Ausführung:  
U. Werner

---

POTSDAM-INSTITUT  
FÜR KLIMAFOLGENFORSCHUNG  
Telegrafenberg  
Postfach 60 12 03, 14412 Potsdam  
GERMANY  
Tel.: +49 (331) 288-2500  
Fax: +49 (331) 288-2600  
E-mail-Adresse: pik@pik-potsdam.de

---

## **Abstract**

Long-term climate registrations are of great importance for climate modelling and prediction. The time series from Jena, where first weather observations were made in 1770, are therefore of special interest. For this work, the data from Jena covering the years from 1824 to 2000 have been completed and organized in a uniform format as far as possible. For further processing, the years 1879 to 2000 were chosen. Their homogeneity was tested, occurring inhomogenities were correlated to the history of the station if possible. Finally, evolution of climate parameters in Jena was plotted and described, which in some cases turned out to be interesting. For example the annual mean of the daily minimum temperatures increased by 2.28 °C during these years, while the annual means of the daily amplitudes of temperature decreased by 1.49 K. These trends are observed in general within the process of global warming.

## 1 Einleitung

Die ersten Klimaaufzeichnungen in Jena stammen aus dem Jahr 1770. Auch wenn die Originale vieler dieser frühen Aufzeichnungen verschollen sind, zählt die Jenaer Reihe zu den ältesten Klimareihen Deutschlands. Sie ist damit für die Untersuchung langfristiger Klimaentwicklung und deren Modellierung von Bedeutung. Ein Ziel dieser Arbeit war es, die in digitalisierter Form ab dem Jahr 1824 vorliegenden Daten zu sichten, in ein einheitliches Format zu bringen und Lücken, so weit zu vertreten, zu ergänzen. Diesem ersten Schritt schloß sich eine Homogenitätsanalyse einzelner Größen an, bei der versucht wurde, auftretende Inhomogenitäten und Trends mit Informationen aus der Stationsgeschichte in Zusammenhang zu bringen. Abschließend wurden die einzelnen Größen in ihrer Entwicklung grafisch dargestellt und interpretiert (z.B. Jahresgang, Reihe der Jahresmittel, Reihe der einzelnen Monatsmittel), wobei für diese Darstellung der Zeitraum 1879-2000 gewählt wurde, in dem für die meisten Größen die Reihen vollständig waren oder zumindest zur Vollständigkeit ergänzt werden konnten.

## 2 Aufbereitung des Datenmaterials

Ziel war die Zusammenstellung einer Tabelle, deren Spalten die folgenden Tageswerte enthalten sollten: Datum, Tagesmaximum, Tagesmittel und Tagesminimum der Lufttemperatur, Niederschlag, relative Luftfeuchte, Luftdruck, Dampfdruck, Sonnenscheindauer, Bedeckungsgrad, Globalstrahlung und Wind. Für die Jahre 1951-2000 lag diese Tabelle bereits vor. Die Ergänzungen für den Zeitraum 1824-1950 sind in Tab. 1 aufgeführt.

<b>Ergänzungen 1824-1950</b>		
<b>Parameter</b>	<b>Zeitraum</b>	<b>Bemerkung</b>
Sonnenscheindauer	1892-1900 1911-1950	
Dampfdruck	1833-1875 1901-1950	aus Terminwerten berechnet
Wind	1824-1900	z.T. aus Terminwerten berechnet
Rel. Luftfeuchte	1837-1850	aus Terminwerten berechnet
Lufttemperaturen	1.-10. Januar 1845	aus Terminwerten rekonstruiert

Tabelle 1: Datenergänzungen 1824-1950

Die Daten vom Juli und der ersten Augustwoche 1843 waren bei einem Brand verloren gegangen. Da Prag die nächste Station mit einer vergleichbar langen Reihe ist, wurde durch Vergleich von Niederschlag und den Temperaturen der Juli 1866 als dem Juli 1843 klimatisch ähnlich bestimmt und die entsprechenden Jenaer Werte aus dem Jahr 1866 in diese Lücke eingesetzt. Genauso wurde mit der Potsdamer Reihe als Bezugsreihe verfahren, um die Lücke

Dezember 1922 (als ähnlicher Dezember war der Dezember 1926 bestimmt worden) und die Lücke Mai 1945 (eingefügt aus Mai 1924) zu schließen. Kleinere Lücken von einzelnen Größen von April-Juni 1945, die bis zu 6 Tagen lang waren, wurden ebenfalls durch die entsprechenden Werte aus dem Jahr 1924 geschlossen. Anschließend wurden Lücken von einer Länge bis zu drei Tagen durch lineare Interpolation geschlossen. Nach diesen Ergänzungen wurden die beiden Tabellen für die Jahre 1824-1950 und für die Jahre 1951-2000 zusammengefügt.

Für die Jahre 1824-1950 wurde die Globalstrahlung berechnet und eingefügt. Hierbei wurden zunächst, ausgehend von den Daten von 1951-2000, die Regressionsgleichungen für den linearen Zusammenhang zwischen Sonnenscheindauer und Globalstrahlung sowie zwischen Bedeckungsgrad und Globalstrahlung berechnet. Anschließend wurde die Globalstrahlung für die Jahre 1824-1950, soweit möglich, aus den Werten für die Sonnenscheindauer, falls vorhanden, sonst aus den Werten für den Bedeckungsgrad berechnet.

Es blieben als Lücken, die alle Größen betreffen, das Jahr 1870 und die Zeit vom 19. Mai 1875 bis zum 30. Juni 1878. Die Aufzeichnungen aus dem Jahr 1870 sind verschollen, für die zweite Lücke existieren überhaupt keine Meßwerte (vgl. Kluge 2002). Für den weiteren Verlauf der Arbeit wurde daher der Zeitraum 1879-2000 ausgewählt. In diesen Jahren sind die meisten Größen zumindest vollständig ersetzt. Folgende Lücken ließen sich jedoch nicht schließen:

- Dampfdruck: 1879-1900
- Sonnenscheindauer: 1879-1891, 1901-1910, Januar und Februar 1945, Juni bis August 1946
- Wind: 1901-1950

Wie sich bei der späteren grafischen Darstellung herausstellte, waren die Angaben zum Wind für 1879-1900 inkonsistent, sie wurden daher durch Lückenmarkierungen ersetzt.

### **3 Homogenitätsanalyse einzelner Größen**

Für die Homogenitätsanalyse lag ein Programmpaket vor, mit dem die nachstehend beschriebenen Tests durchgeführt wurden. Folgende Größen wurden dabei getestet: Tagesmaximum, Tagesminimum und Tagesmittel der Lufttemperatur, Niederschlag, relative Luftfeuchte, Luftdruck, Dampfdruck, Sonnenscheindauer und Bedeckungsgrad. Wegen der nicht zu schließenden Lücken in den Werten der Sonnenscheindauer wurden nur die Abschnitte 1911-1944 sowie 1947-2000 getestet.

Alle Tests wurden für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% durchgeführt.

#### **3.1 Beschreibung der verwendeten Tests**

##### **3.1.1 $\chi^2$ -Anpassungstest**

Der  $\chi^2$ -Anpassungstest (vgl. Taubenheim 1969) prüft eine Hypothese über die Gleichheit zweier Verteilungsfunktionen  $F$  und  $F_0$ . Er dient hier zur Prüfung der Normalverteiltheit der Meßwerte einer Meßreihe.

1. Nullhypothese:  $F = F_0$

2. Testgröße:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(h_i - h_i^0)^2}{h_i} \quad (1)$$

wobei  $h_i$  und  $h_i^0$  für die Häufigkeiten der  $i$ -ten Klasse der Verteilungsfunktionen  $F$  bzw.  $F_0$ ,  $k$  für die Klassenanzahl steht.

Für  $F = F_0$  folgt die Testgröße einer  $\chi^2$ -Verteilung mit  $k - 1$  Freiheitsgraden.

3. Testaussage: Überschreitet die Testgröße  $\chi^2$  die Signifikanzschranken des  $\chi^2$ -Tests für ein gewähltes Signifikanzniveau, wird die Nullhypothese: "Die Verteilungen sind gleich." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Nullhypothese nichts einzuwenden.

### 3.1.2 Kolmogorov-Test

Der Kolmogorov-Test (vgl. Taubenheim 1969) prüft eine Hypothese über die Gleichheit zweier Verteilungsfunktionen  $F$  und  $F_0$ . Er dient hier zur Prüfung der Normalverteiltheit der Meßwerte einer Meßreihe.

1. Nullhypothese:  $F = F_0$

2. Testgröße:

$$\Delta_n = |\max\{F(x) - F_0(x)\}| \quad (2)$$

3. Testaussage: Überschreitet die Testgröße  $\Delta_n$  die Signifikanzschranken des Kolmogorov-Tests für ein gewähltes Signifikanzniveau, wird die Nullhypothese: "Die Verteilungen sind gleich." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Nullhypothese nichts einzuwenden.

4. Voraussetzung:  $F$  und  $F_0$  müssen stetig sein.

### 3.1.3 Mann-Kendall-Test

Der Mann-Kendall-Test (vgl. Mann 1945) wird zur Prüfung einer Hypothese über eine tendenzielle Entwicklung innerhalb einer Stichprobe  $(x_1, \dots, x_m)$  der Zufallsgröße  $X$  basierend auf der Rangserie dieser Stichprobe verwendet.

1. Nullhypothese: Die Stichprobe ist nicht tendenzbehaftet.

2. Testgröße:

$$t = \sum_{i=2}^m R_i \quad (3)$$

wobei  $R_i$  für die Anzahl der Werte  $x_i$  mit  $x_i > x_j$  für  $j < i$  steht. Hierbei ist  $i = 2, \dots, m$ ;  $j = 1, \dots, i - 1$  sowie  $m$  der Stichprobenumfang.

3. Testaussage: Für  $m \rightarrow \infty$  folgt  $t$  einer Normalverteilung mit dem Erwartungswert

$$E_t = \frac{m(m-1)}{4} \quad (4)$$

und der Varianz

$$\sigma_t^2 = \frac{m(m-1)(2m+5)}{72} \quad (5)$$

Überschreitet die Testgröße  $t$  die Signifikanzschranken der Normalverteilung für ein gewähltes Signifikanzniveau, wird die Nullhypothese: "Die Stichprobe ist nicht tendenzbehaftet." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Nullhypothese nichts einzuwenden.

### 3.1.4 Persistenz-Test

Der Persistenztest (vgl. Schönwiese 1992) wird zum Prüfen einer Hypothese über die stochastische Unabhängigkeit aufeinanderfolgender Meßwerte einer Stichprobe  $(x_1, \dots, x_m)$  der Zufallsgröße  $X$  unter Benutzung des Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung verwendet.

1. Nullhypothese: Die aufeinanderfolgenden Meßwerte einer Stichprobe sind stochastisch unabhängig voneinander.

2. Testgröße:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^{m-1} x_i x_{i+1}}{\sum_{i=1}^m x_i^2} \quad (6)$$

mit  $x_i$ : zentrierte Meßwerte

3. Testaussage: Für  $m \rightarrow \infty$  folgt  $r$  einer Normalverteilung mit dem Erwartungswert

$$E_r = -\frac{1}{m-1} \quad (7)$$

und der Standardabweichung

$$\sigma_r = \frac{1}{m-1} \quad (8)$$

Überschreitet die Testgröße  $r$  die Signifikanzschranken der Normalverteilung für ein gewähltes Signifikanzniveau, wird die Nullhypothese: "Die aufeinanderfolgenden Meßwerte einer Stichprobe sind stochastisch unabhängig voneinander." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Nullhypothese nichts einzuwenden.

4. Voraussetzung: Die Zeitreihe muß äquidistant sein.

### 3.1.5 Progressive Analyse

Die Progressive Analyse (vgl. Sneyers 1975) wird zum Prüfen einer Hypothese über den Beginn einer tendenziellen Entwicklung innerhalb einer Stichprobe  $(x_1, \dots, x_m)$  vom Umfang  $m$  der Zufallsgröße  $X$  basierend auf den Rangserien der progressiven und retrograden Reihe dieser Stichprobe verwendet.

1. Nullhypothese: Die Stichprobe weist keinen Beginn einer tendenziellen Entwicklung auf.
2. Testgröße:

$$t_i = \sum_{k=1}^i R_k \quad (9)$$

mit  $i = 1, \dots, m - 1$

3. Testaussage: Grafische Darstellung der reduzierten Variablen

$$u(t_i) = \frac{t_i - E_{t_i}}{\sqrt{\sigma_{t_i}^2}} \quad (10)$$

(für  $E_{t_i}$  und  $\sigma_{t_i}^2$  siehe Mann-Kendall-Test) für jeden Zeitpunkt sowohl für die progressive als auch die retrograde Reihe. Überschreitet wenigstens eine der beiden Variablen die Signifikanzschranken der Normalverteilung für ein gewähltes Signifikanzniveau und ist ein Schnittpunkt der Kurven vorhanden, wird die Annahme: "Die Stichprobe weist keinen Beginn einer tendenziellen Entwicklung auf." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Annahme nichts einzuwenden.

4. Anmerkung: Der Schnittpunkt der Kurven gibt nur näherungsweise den Beginn einer tendenziellen Entwicklung an.

### 3.1.6 Pettitt-Test

Der Pettitt-Test (vgl. Salvisberg 1996) prüft eine Hypothese über den Beginn einer tendenziellen Entwicklung innerhalb einer Stichprobe  $(x_1, \dots, x_m)$  vom Umfang  $m$  der Zufallsgröße  $X$  basierend auf der Rangserie dieser Stichprobe.

1. Nullhypothese: Die Stichprobe weist keinen Beginn einer tendenziellen Entwicklung auf.
2. Testgröße:

$$X_k = 2R_k - k(m + 1) \quad (11)$$

mit

$$R_k = \sum_{i=1}^k r_i \quad (12)$$

wobei  $k$ : Beobachtungszeitpunkt,  $m$ : Stichprobenumfang und  $r_i$ : Rang des  $i$ -ten Elements der nach steigenden Werten sortierten Reihe.

Als Wendepunkt  $w$  wird derjenige Zeitpunkt  $j$  definiert, bei dem  $|X_k|$  maximal wird:

$$w = \{j \mid |X_j| = \max\{|X_k|\}, k = 1, \dots, m\} \quad (13)$$

3. Testaussage: Überschreitet  $X_w$  die Signifikanzschranke  $X_S$  (s.u.) für ein gegebenes Signifikanzniveau  $\alpha$ , so wird die Nullhypothese: "Die Stichprobe weist keinen Beginn einer tendenziellen Entwicklung auf." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Nullhypothese nichts einzuwenden. Der Wendepunkt zeigt dabei in etwa den Beginn einer tendenziellen Entwicklung an. Die Signifikanzschranke  $X_S$  berechnet sich hierfür aus

$$\alpha = e^{-\frac{6X_S^2}{m^2+m^3}} \quad (14)$$

### 3.1.7 Gleitender $t$ -Test

Der gleitende  $t$ -Test wird zum Prüfen einer Hypothese über die Gleichheit der Erwartungswerte  $E_{X_1}$  und  $E_{X_2}$  zweier Teilkollektive der Stichprobe  $X$  vom Umfang  $m$  bei unbekanntem aber gleichen Streuungen  $\sigma_{X_1}$  und  $\sigma_{X_2}$  anhand zweier konkreter Stichproben  $(x_1, \dots, x_n)$  und  $(x_{n+1}, \dots, x_m)$  aus der zu  $X$  gehörenden Grundgesamtheit verwendet.

1. Nullhypothese:

$$E_{X_1} = E_{X_2} \quad (15)$$

2. Testgröße:

$$t_i = \left( \frac{\bar{X}_2 - \bar{X}_1}{\sqrt{(n-1)^2 S_{X_1} + (l-1) S_{X_2}^2}} \sqrt{\frac{nl(n+l-2)}{n+l}} \right)_i \quad (16)$$

mit  $i = 1, \dots, m-1$

$\bar{X}_1, \bar{X}_2$ : Mittel der Teilkollektive;

$S_{X_1}, S_{X_2}$ : Streuungen der Teilkollektive;

$n, l = m - n$ : Umfänge der Teilkollektive.

3. Testaussage: Grafische Darstellung der für jeden Zeitpunkt  $i$  zu berechnenden Variablen  $t_i$ . Überschreitet die Kurve der Variablen die Signifikanzschranken des  $t$ -Tests für ein gegebenes Signifikanzniveau, wird die Nullhypothese: "Die Erwartungswerte der beiden Teilkollektive sind gleich, eine Inhomogenität der Zufallsgröße  $X$  nicht vorhanden." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Nullhypothese nichts einzuwenden.
4. Voraussetzungen: Die Teilkollektive müssen normalverteilt sein. Bei nicht normalverteilten Teilkollektiven kann nur der Verlauf der Kurve (Knick) Auskunft über eine mögliche Inhomogenität liefern. Der Extrempunkt der Kurve weist auf den Beginn einer Inhomogenität hin.

## 3.2 Ergebnisse der Homogenitätstests

Nach dem  $\chi^2$ -Anpassungstest und dem Kolmogorov-Test ist keine der Größen normalverteilt. Nach dem Mann-Kendall-Test sind folgende Größen trendbehaftet: alle Temperaturen, Relative Luftfeuchte, Luftdruck, Dampfdruck, Bedeckungsgrad sowie der zweite Abschnitt der Sonnenscheindauer. Niederschlag und der erste Sonnenscheindauerabschnitt sind trendfrei. Nach dem Persistenz-Test sind die Werte keiner der Größen außer dem Niederschlag untereinander unabhängig, diese Größen weisen eine Erhaltungsneigung auf.

### 3.2.1 Schlußfolgerungen aus der Progressiven Analyse

Der Schnittpunkt der progressiven und retrograden Reihen zeigt in etwa einen Trendbeginn an, wenn wenigstens eine der Reihen eine gesetzte Signifikanzschwelle überschreitet. Um zu klären, ob ein Trend unter Umständen durch menschliche Einwirkung (Stationsverlegung, Instrumentenwechsel etc.) hervorgerufen wurde, wurde die Stationsgeschichte (vgl. Tagebücher der meteorologischen Station Jena) herangezogen.

- Tagesmaximum der Lufttemperatur: Es gibt mehrere Schnittpunkte, ein allgemeiner Trend läßt sich nicht bestimmen.
- Tagesmittel der Lufttemperatur: Schnittpunkt um das Jahr 1926, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.
- Tagesminimum der Lufttemperatur: Schnitt um das Jahr 1936, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.
- Niederschlag: Schnitt etwa bei 1941. Ab dem 1. September 1938 wurde ein Regenschreiber bei der Station in Gebrauch genommen.
- Relative Luftfeuchte: Schnitt um das Jahr 1957, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.
- Luftdruck: Schnitt um das Jahr 1946. Ab 9. Mai 1945 ist der Ort des Barometers und des Barografen ausdrücklich nicht angegeben, davor war er bezeichnet (für das Jahr 1888, danach sind bis 1945 keine Änderungen vermerkt).
- Dampfdruck: Mehrere Schnittpunkte, der erste, wesentliche bei 1906. Im Juli 1904 wurde die Meßhütte wegen Bauarbeiten etwas versetzt.
- Sonnenscheindauer: Im Abschnitt 1911-1944 Schnittpunkt bei 1934, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.  
Im Abschnitt 1947-2000 Schnittpunkt bei 1950. In den 50er Jahren wurde ein Theater gebaut, das an Sommermorgen den Campbell-Stokes-Autografen für die Bestimmung der Sonnenscheindauer beschattet.
- Bedeckungsgrad: Schnitt um das Jahr 1917, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.

### 3.2.2 Ergebnisse des Pettitt-Tests

Beim Pettitt-Test ergaben sich bei verschiedenen Parametern Wendepunkte für etwa den gleichen Zeitraum. Die dadurch angezeigten Trendbeginne in den Reihen konnten in der Regel nicht mit den Informationen der Stationsgeschichte in Zusammenhang gebracht werden.

Die Wendepunkte der einzelnen Größen lagen bei:

- Tagesmaximum der Lufttemperatur: 1942
- Tagesmittel der Lufttemperatur: 1934

- Tagesminimum der Lufttemperatur: 1934
- Niederschlag: 1935
- Relative Luftfeuchte: 1941
- Luftdruck: 1941
- Dampfdruck: 1934
- Sonnenscheindauer: 1936 und 1960. Der Punkt bei 1960 könnte eventuell durch den Neubau des Theaters in den 1950ern erklärt werden, der an Sommermorgen den Campbell-Stokes-Autografen zur Bestimmung der Sonnenscheindauer beschattet.
- Bedeckungsgrad: 1934

### 3.2.3 Ergebnisse des gleitenden $t$ -Tests

Die Extrema in der grafischen Darstellung der Testreihen deuten auf Inhomogenitäten in den Reihen hin.

- Tagesmaximum der Lufttemperatur: Mehrere Extrema, zwei besonders deutliche Maxima, eins bei 1893, das zweite bei 1987. Am 1. April 1890 wurde eine "englische Hütte" mit u.a. Thermograf und Psychrometer neu eingerichtet. Für 1987 keine Verbindung zur Stationsgeschichte.
- Tagesmittel der Lufttemperatur: Keine auffälligen Extrema
- Tagesminimum der Lufttemperatur: Keine auffälligen Extrema
- Niederschlag: Mehrere Extrema, ein sehr deutliches Maximum um das Jahr 1937, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.
- Relative Luftfeuchte: Erstes Maximum bei 1890. Am 1. April 1890 wurde die "englische Hütte" in Betrieb genommen.
- Luftdruck: Deutliches Maximum bei 1941, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.
- Dampfdruck: Deutliches Maximum bei 1934, keine Verbindung zur Stationsgeschichte.
- Sonnenscheindauer: Deutliche Maxima bei 1936 und 1950, für 1935 keine Verbindung zur Stationsgeschichte. Die Inhomogenität 1950 könnte sich mit dem Theaterneubau erklären lassen.
- Bedeckungsgrad: Zwei besonders deutliche Maxima, eins bei 1912, das nächste bei 1936. Am ersten 1. März 1911 nahm ein neuer Beobachter die Arbeit auf (bis 1914). Für 1936 keine Verbindung zur Stationsgeschichte.

Interessant ist außerdem die Darstellung der Jahresmitteldifferenz der Tagesmaxima der Lufttemperatur von Jena und Potsdam (vgl. Österle 2002). Man erkennt eine deutlich erhöhte Differenz zwischen 1904 und 1912 (s. Abb. 1). Im Juli 1904 wurde wegen der Erweiterung des Sternwartengebäudes die Wetterhütte versetzt, 1912 wurde sie erneut verlegt.

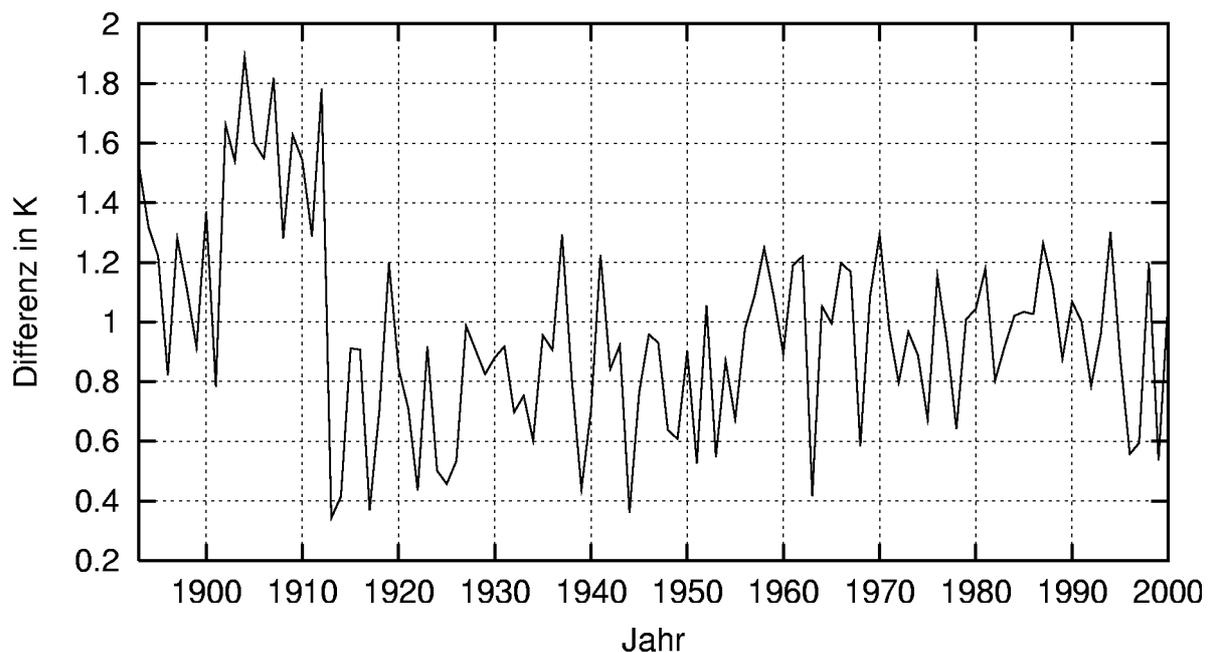


Abbildung 1: Differenz der Jahresmittel Jena-Potsdam des Tagesmaximums der Temperatur

### 3.3 Zusammenfassung

Insgesamt sind alle Größen trendbehaftet oder weisen Inhomogenitäten auf. Bemerkenswert sind besonders die Ergebnisse des Pettitt-Tests, z.T. in Übereinstimmung mit den Ergebnisse der Progressiven Analyse, der für alle untersuchten Größen Trendbeginne zwischen 1934 und 1942 feststellt. Menschliche Einwirkungen, wie sie in der Stationsgeschichte dokumentiert sind (z.B. Verlegung der Meßhütte, Einsatz neuer Meßgeräte), betreffen meist nur einzelne Parameter. Da für diesen Zeitraum jedoch alle Reihen einen Trendbeginn aufweisen und aus der Stationsgeschichte keine Unregelmäßigkeiten bei den Messungen bekannt sind, kann hier vom Beginn eines klimatischen Trends ausgegangen werden. Die Jahresmittel der Tagesmittel und -minima der Lufttemperatur stabilisieren sich beispielsweise ab 1940 etwa bis 1960 (s. Kap. 4.2). Viele der von den übrigen Tests festgestellten Inhomogenitäten der Reihen konnten mit Ereignissen aus der Stationsgeschichte korreliert werden, so daß man in diesen Fällen nicht von einer Änderung der klimatischen Bedingungen ausgehen kann. Bei der Darstellung der einzelnen Größen wurde auf die wesentlichen Ergebnisse dieser Tests nochmals Bezug genommen (s. Kap. 4.2).

## 4 Grafische Darstellung der einzelnen Größen

### 4.1 Allgemeine Beschreibung der Darstellungen

**Jahresgang:** Dargestellt wird das arithmetische Mittel aller Werte für die jeweiligen Monate, sowie die in der gesamten Zeitreihe für den jeweiligen Monat vorkommenden maximalen bzw. minimalen Monatsmittel.

**Jahresmittel:** Dargestellt werden die Jahresmittel für den gesamten Zeitraum sowie die mit einem Dreiecksfilter über 9 Jahre geglättete Reihe. Bei den vollständigen Reihen wurde außerdem die durch die Regressionsgleichung bestimmte Ausgleichsgrade dargestellt.

**Monatsmittel:** Dargestellt werden die Monatsmittel für den gesamten Zeitraum sowie die mit einem Dreiecksfilter über 9 Jahre geglättete Reihe. Bei den vollständigen Reihen wurde außerdem die durch die Regressionsgleichung bestimmte Ausgleichsgrade dargestellt.

**Sonstige:** Außerdem wurden für bestimmte Größen besondere Entwicklungen dargestellt. Dies waren für das Tagesmaximum der Lufttemperatur Sommertage ( $T_{max} \geq 25^\circ\text{C}$ ), heiße Tage ( $T_{max} \geq 30^\circ\text{C}$ ) und Eistage ( $T_{max} \leq 0^\circ\text{C}$ ). Für das Tagesmittel der Lufttemperatur wurden die jährlichen Kältesummen dargestellt (Summe der Tagesmittel der Lufttemperatur mit  $T_{mit} \leq 0^\circ\text{C}$ ). Für das Tagesminimum der Lufttemperatur kamen die Frosttage ( $T_{min} \leq 0^\circ\text{C}$ ) zur Darstellung. Beim Niederschlag kamen Tage ohne Niederschlag, beim Bedeckungsgrad heitere ( $B \leq 2/8$ ) und trübe ( $B \geq 6/8$ ) Tage hinzu. Zur Darstellung der Anzahlen pro Jahr kamen die mit einem Dreiecksfilter über 9 Jahre geglättete Reihe sowie die durch Regression bestimmte Ausgleichsgrade hinzu. Mit Ausnahme der Kältesumme wurden für all diese "besonderen" Tage mittlere und maximale jährliche Andauer sowie die Häufigkeitsverteilung der Andauern pro Jahr über den gesamten Zeitraum gemittelt bestimmt.

**Häufigkeitsverteilung der Werte:** Hier wurde zunächst eine Klassenanzahl bestimmt, die sich an der Formel  $n_{Klassen} = 5 * \log_{10}(n_{Werte})$  (vgl. Taubenheim 1969) orientiert, wobei  $n_{Werte}$  für die Anzahl der für den jeweiligen Parameter gültigen Meßwerte steht. Das Intervall  $[x_{min}; x_{max}]$  zwischen Minimum und Maximum des Parameters wurde äquidistant in  $n_{Klassen}$  unterteilt und die Belegung der einzelnen Klassen ausgezählt. Lediglich beim Niederschlag wurde ein logarithmisches Maß für die Klassenbreite und bei der Darstellung verwendet. Enthielten die Randklassen des Intervalls weniger als 5 Werte, wurde ihre Anzahl der nächsten inneren Klasse zugeschlagen. Zur Darstellung kam die relative Belegung der Klassen, wobei bei einigen Parametern die Randklassen, deren Belegung in der Darstellung nicht erkennbar waren, nicht dargestellt wurden.

**Extreme Ereignisse:** Für jede Größe wurde Datum und Wert des Minimums und des Maximums bestimmt, außerdem Datum und Dauer der maximalen Andauern der "sonstigen" Tage (s.o.).

#### 4.1.1 Trendanalyse der Jahresmittel

Schon in der grafischen Darstellung der Jahresmittel der meisten Größen lassen sich über den gesamten Zeitraum zu- oder abnehmende Trends feststellen. Für die vollständigen Reihen wurde daher die Ausgleichsgrade der Jahresmittelreihe berechnet, um die Zu- oder Abnahme der jeweiligen Größe über den Zeitraum angeben zu können. Außerdem wurden diese Reihen mit dem Spearman-Test (vgl. Krüger 1977) auf Trendbehaftung getestet:

1. Nullhypothese: Die Reihe ist nicht trendbehaftet.
2. Testgröße:

$$t = r_s \sqrt{\frac{N-2}{1-r_s^2}} \quad (17)$$

wobei

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^N d_i^2}{N(N^2 - 1)} \quad (18)$$

mit

$$d_i = k - i \quad (19)$$

und  $k$ : der Rang des nach ansteigenden Werten geordneten Stichprobenwertes,  $i$ : der Rang des Stichprobenwertes in der ungeordneten Reihe sind.

3. Testaussage: Überschreitet  $t$  die Signifikanzschranken der  $t$ -Verteilung für ein gegebenes Signifikanzniveau, so wird die Nullhypothese: "Die Stichprobe ist nicht trendbehaftet." abgelehnt, andernfalls ist gegen die Nullhypothese nichts einzuwenden.

## 4.2 Die einzelnen Größen

### 4.2.1 Tagesmaximum der Lufttemperatur

Der Jahresgang (s. Abb. 2) erreicht Juli/August sein Maximum, sein Minimum Dezember/Januar. In den Jahresmitteln läßt sich insgesamt ein ansteigender Trend beobachten (s. Abb. 3). Der Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% gesichert. Die Tagesmaxima der Lufttemperatur nehmen nach den Regressionsgleichungen um  $0.79^\circ\text{C}$  über den gesamten Zeitraum zu. Dieser Trend findet sich auch in den einzelnen Monatsmitteln (hier nicht dargestellt). Die Zunahme der Tagesmaxima der Lufttemperatur ist deutlich geringer als diejenige von Tagesmittel und Tagesminimum ( $1.89^\circ\text{C}$  bzw.  $2.28^\circ\text{C}$ , vgl. 4.2.2 und 4.2.3). Dies steht eventuell mit der in Abb. 1 dargestellten Inhomogenität in der Differenz der Tagesmaxima der Lufttemperatur Jena-Potsdam in Zusammenhang, aus der sich eine Schwächung des Aufwärts-Trends ergeben könnte. Für die Sommertage läßt sich ein leicht zunehmender Trend ausmachen (s. Abb. 4). Die Anzahl der heißen Tage zeigt ebenso wie die Andauern von heißen und Sommertagen keine auffällige Tendenz (hier nicht dargestellt). Für die Entwicklung der Eistage s. Abb. 7. Die Verteilung der Andauern heißer Tage ist in Abb. 5 dargestellt, entsprechende Darstellungen für Sommer- und Eistage finden sich in Abb. 6 bzw. 8. Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 9; sie zeigt eine zweigipfelige Verteilung. In Tab. 2 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

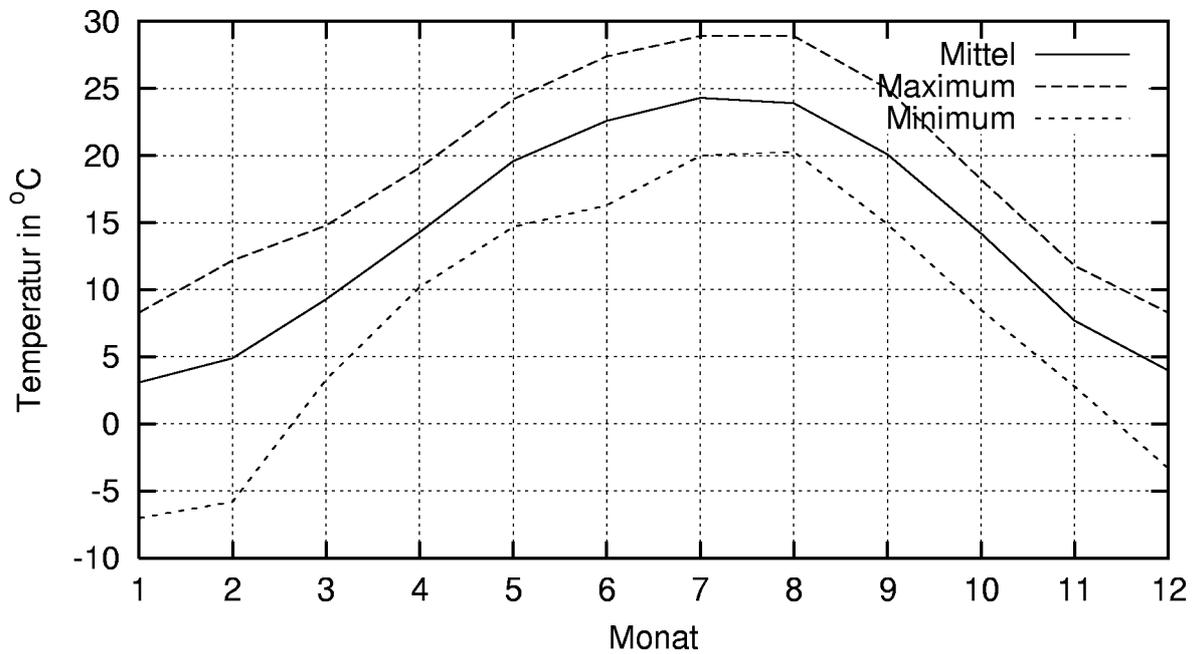


Abbildung 2: Jahresgang des Tagesmaximums der Lufttemperatur Jena

Extreme Ereignisse des Tagesmaximums der Lufttemperatur		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	3. Aug. 1943	38.5 °C
Minimum	11. Feb. 1929	-19.7 °C
Sommertage	22. Juni 1976 - 20. Juli 1976	29
Heiße Tage	21. Juli 1911 - 3. Aug. 1911	14
Eistage	21. Jan. 1947 - 21. Feb. 1947	32

Tabelle 2: Extreme Ereignisse des Tagesmaximums der Lufttemperatur Jena

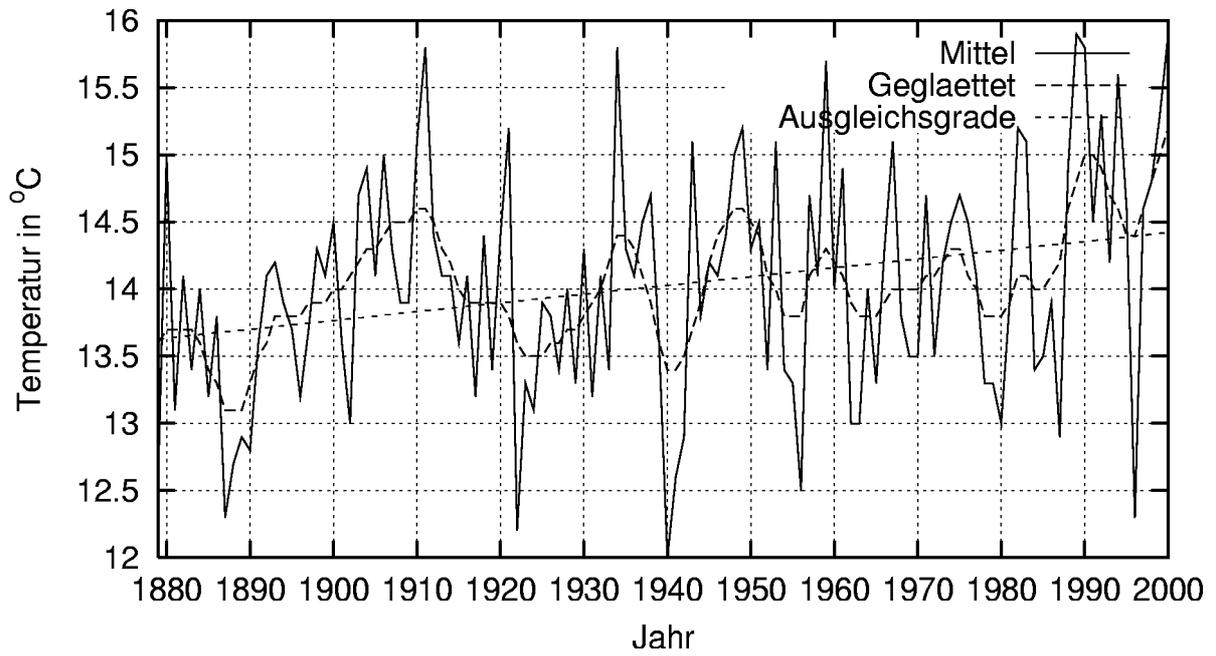


Abbildung 3: Jahresmittel des Tagesmaximums der Lufttemperatur Jena

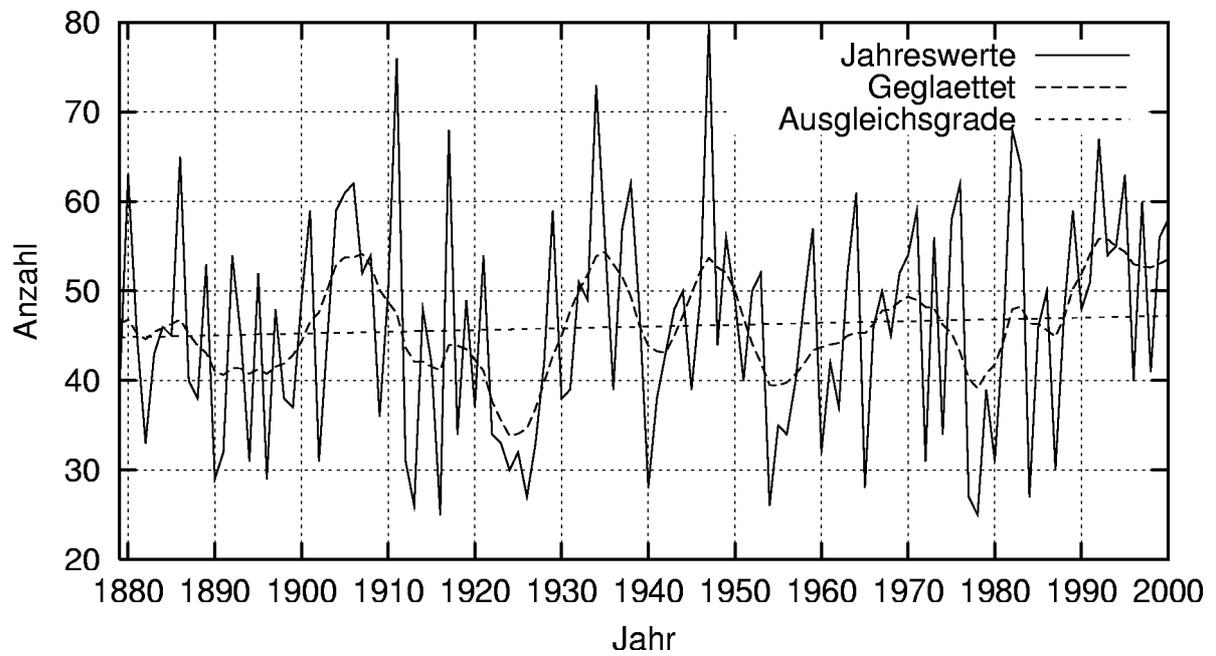


Abbildung 4: Sommertage pro Jahr Jena

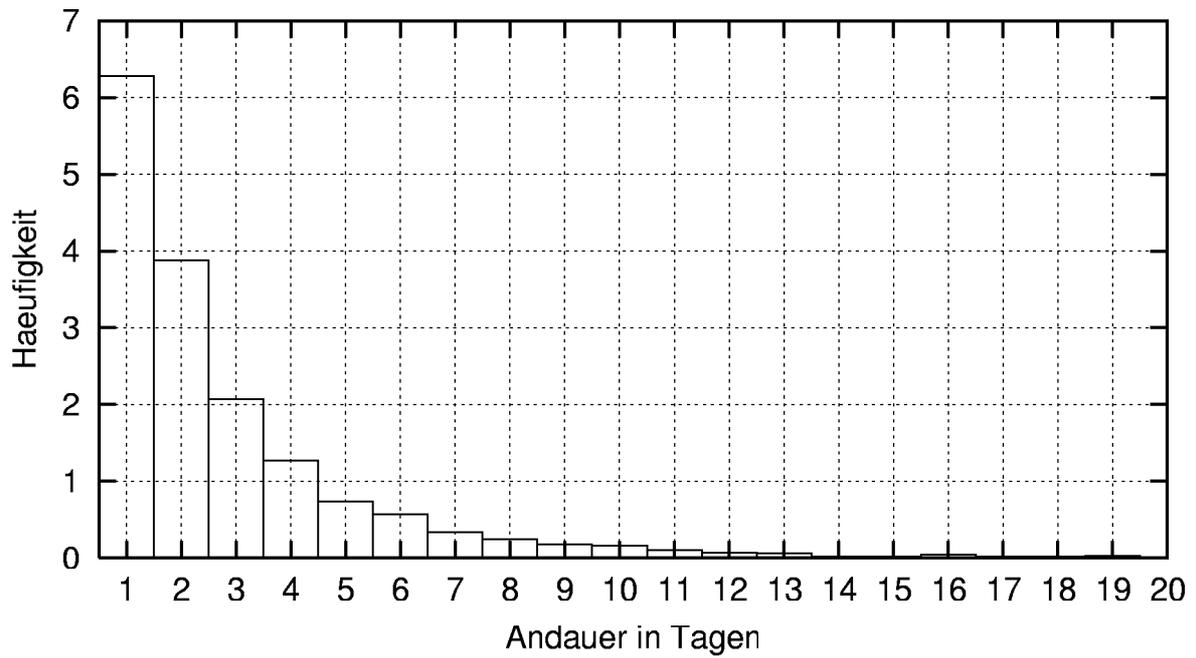


Abbildung 5: Häufigkeiten der Andauern von Sommertagen pro Jahr Jena

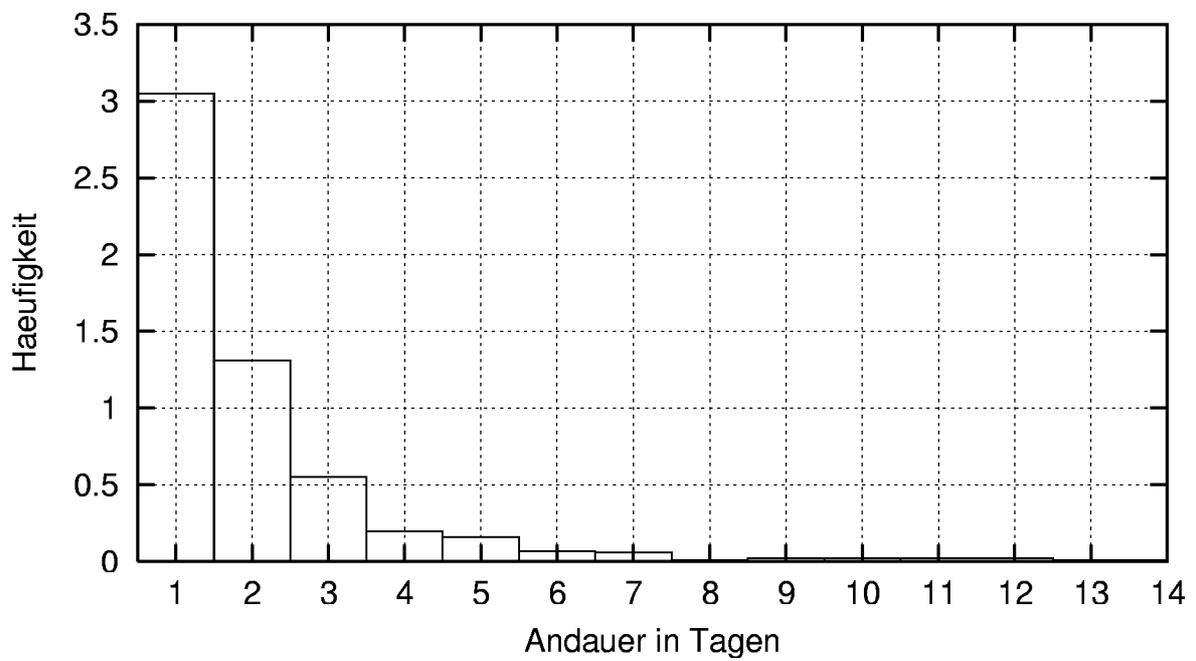


Abbildung 6: Häufigkeiten der Andauern von Heißen Tagen pro Jahr Jena

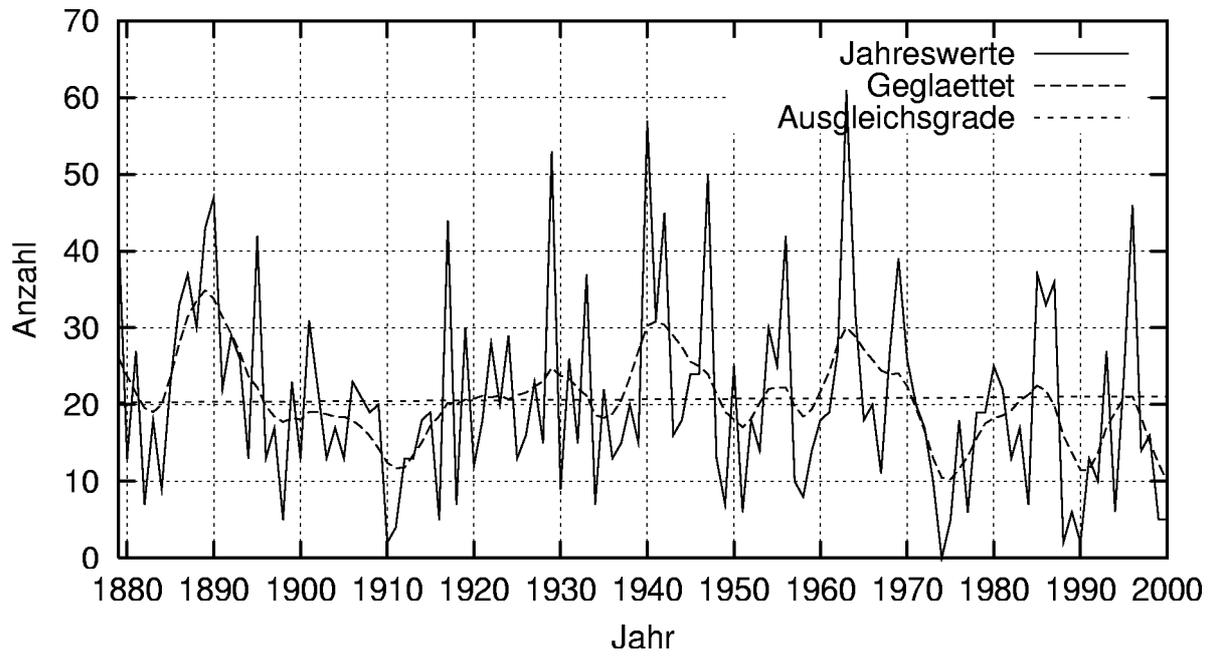


Abbildung 7: Eistage pro Jahr Jena

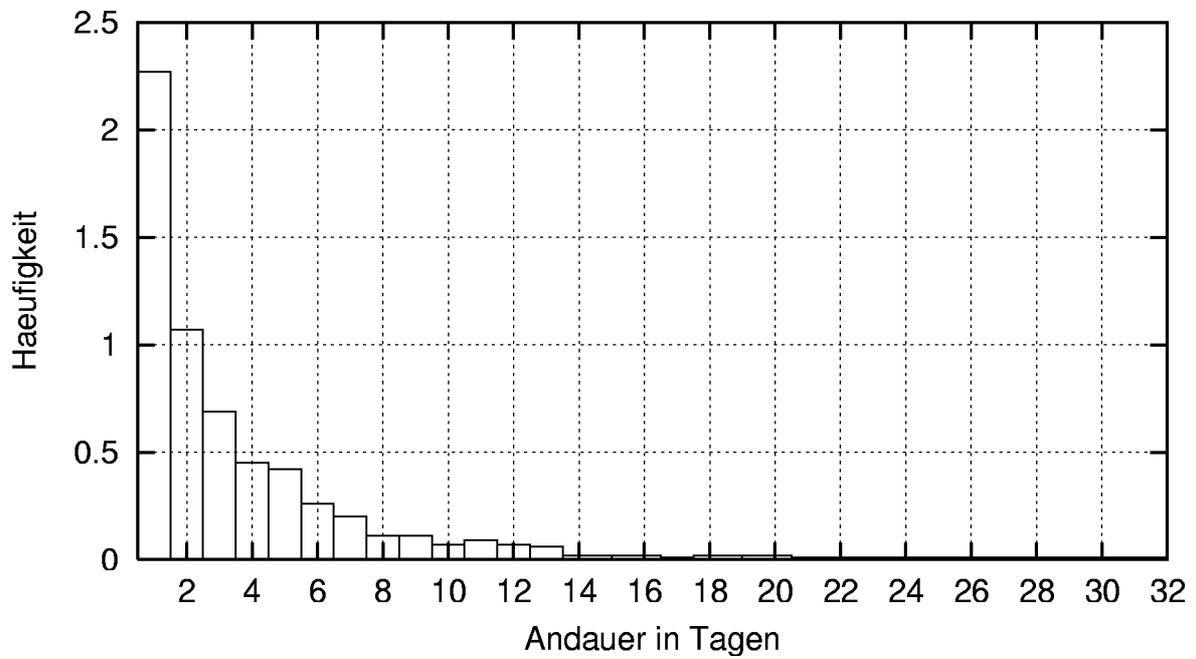


Abbildung 8: Häufigkeiten der Andauern von Eistagen pro Jahr Jena

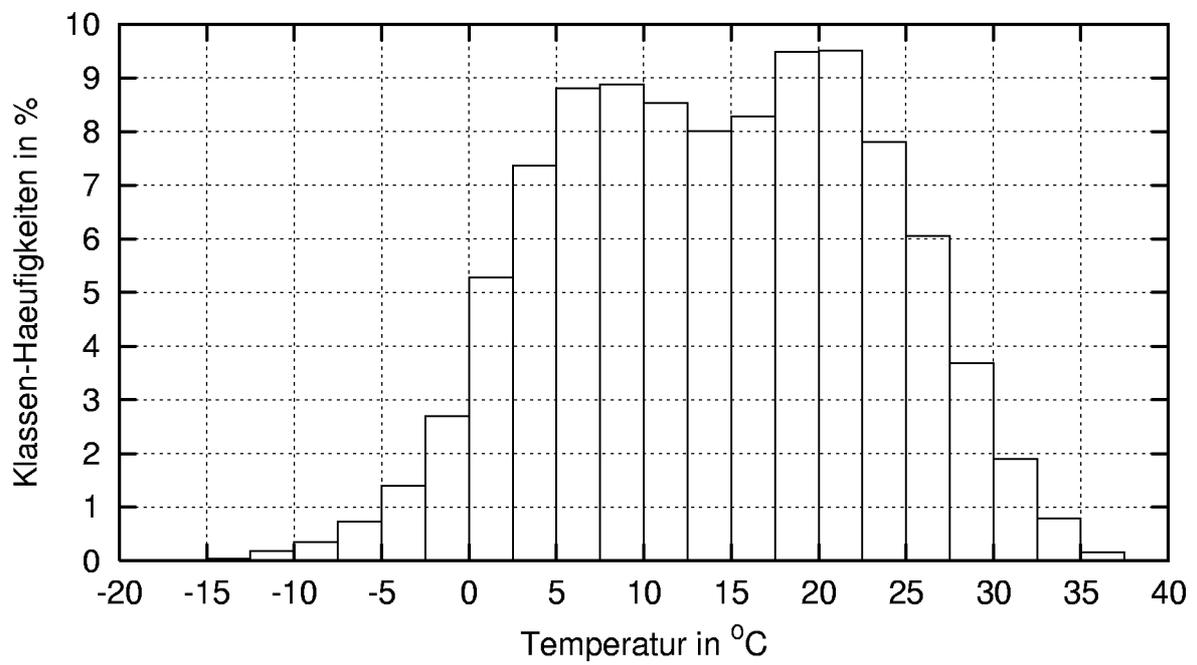


Abbildung 9: Relative Klassenhäufigkeiten des Tagesmaximums der Lufttemperatur Jena

#### 4.2.2 Tagesmittel der Lufttemperatur

Für das Jahresmittel (s. Abb. 10) ist deutlich ein Trend zu erkennen. Er steigt mit Schwankungen bis 1940 an, dort stabilisiert er sich, um ab etwa 1960 weiter anzusteigen. Der Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% gesichert. Die Tagesmittel der Lufttemperatur nehmen nach den Regressionsgleichungen um  $1.89^{\circ}\text{C}$  über den gesamten Zeitraum zu. Die Kältesumme nimmt insgesamt über den Zeitraum ab, bei starken Schwankungen, die das Plateau im Verlauf der Jahresmittel der Temperatur 1940-1960 nicht erkennen lassen (s. Abb. 11). Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 12; sie zeigt eine zweigipfelige Verteilung. In Tab. 3 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

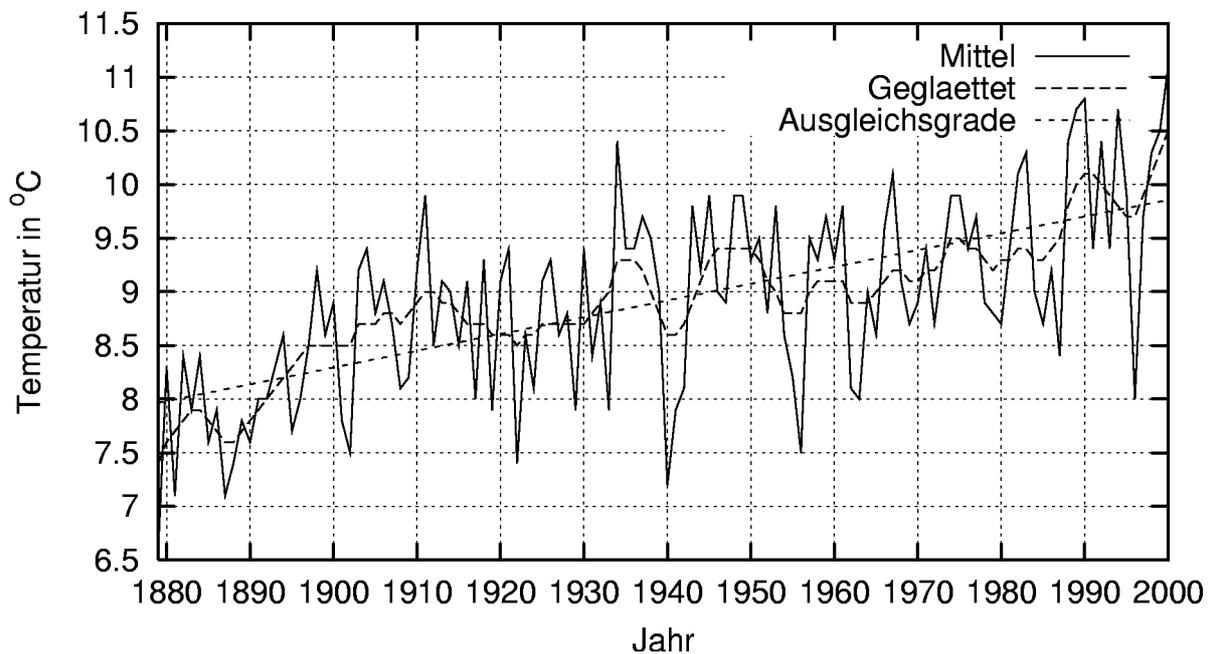


Abbildung 10: Jahresmittel des Tagesmittels der Lufttemperatur Jena

Extreme Ereignisse des Tagesmittels der Lufttemperatur		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	1. Aug. 1990	$32.5^{\circ}\text{C}$
Minimum	11. Feb. 1929	$-24.3^{\circ}\text{C}$

Tabelle 3: Extreme Ereignisse des Tagesmittels der Lufttemperatur Jena

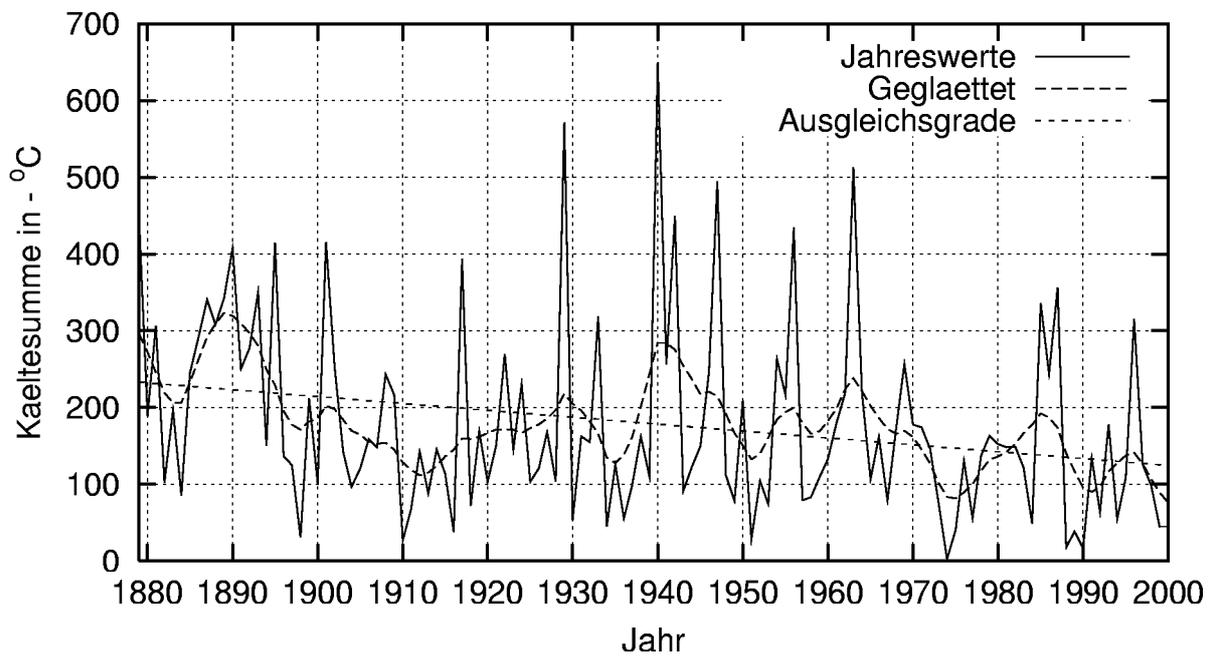


Abbildung 11: Jährliche Kältesummen Jena

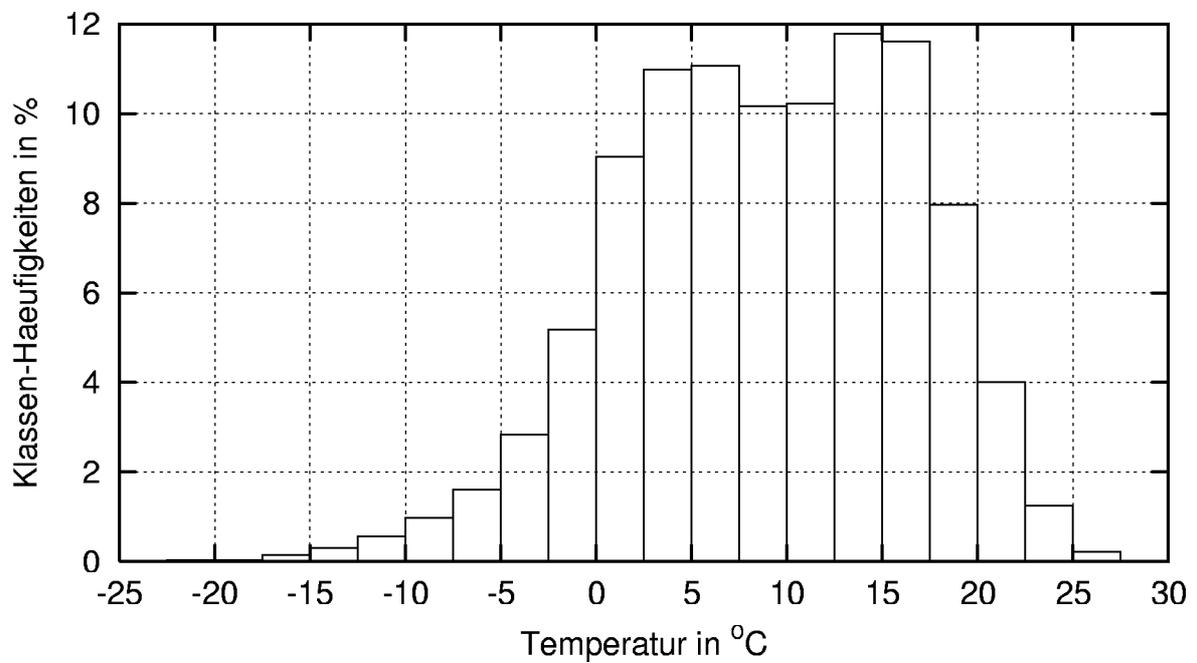


Abbildung 12: Relative Klassenhäufigkeiten des Tagesmittels der Lufttemperatur Jena

### 4.2.3 Tagesminimum der Lufttemperatur

Die Entwicklung der Jahresmittel (s. Abb. 13) ähnelt der des Tagesmittels, jedoch ist der steigende Trend stärker ausgeprägt. Der Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% gesichert. Die Tagesminima der Lufttemperatur nehmen nach den Regressionsgleichungen um  $2.28^{\circ}\text{C}$  über den gesamten Zeitraum zu. Die einzelnen Monatsmittel folgen in etwa der Entwicklung der Jahresmittel (hier nicht dargestellt). Die Frosttage (s. Abb. 14) nehmen deutlich ab. Für die Andauerentwicklung der Frosttage läßt sich keine eindeutige Tendenz feststellen (hier nicht dargestellt). Für die Verteilung der Andauern von Frosttagen s. Abb. 15. Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 16; sie zeigt eine zweigipfelige Verteilung. In Tab. 4 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

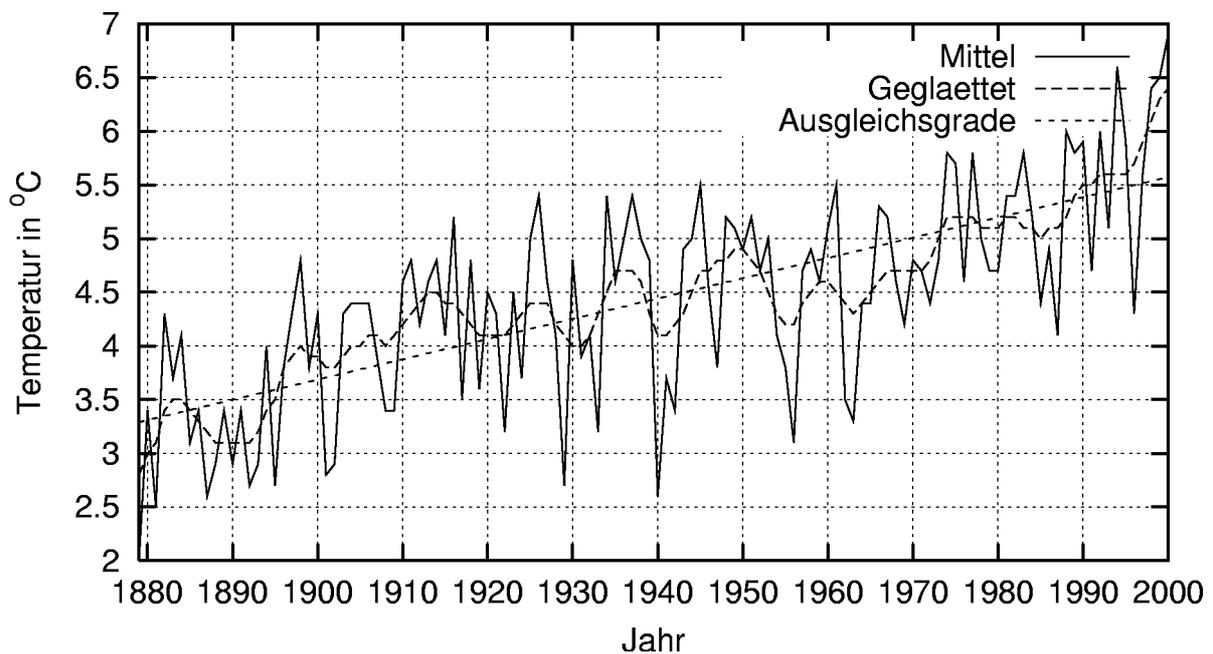


Abbildung 13: Jahresmittel des Tagesminimums der Lufttemperatur Jena

Extreme Ereignisse des Tagesminimums der Lufttemperatur		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	3. Juli 1952	$20.3^{\circ}\text{C}$
Minimum	19. Jan. 1893	$-29.3^{\circ}\text{C}$
Frosttage	18. Dez. 1962 - 6. März 1963	79

Tabelle 4: Extreme Ereignisse des Tagesminimum der Lufttemperaturs Jena

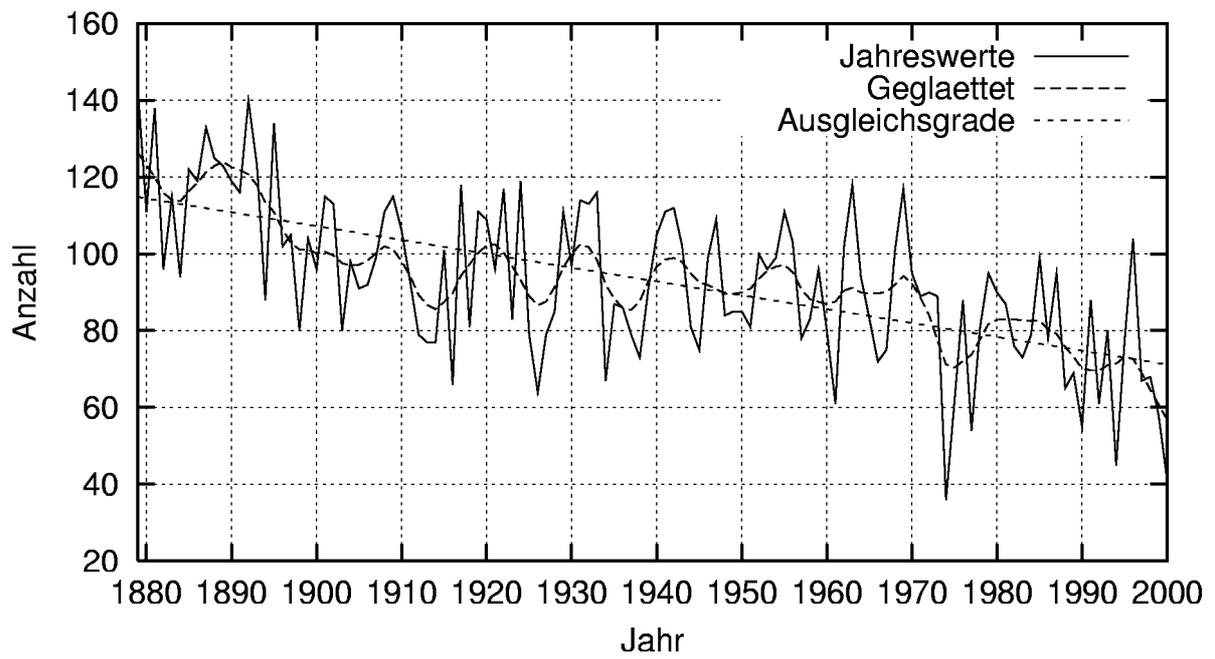


Abbildung 14: Frosttage pro Jahr Jena

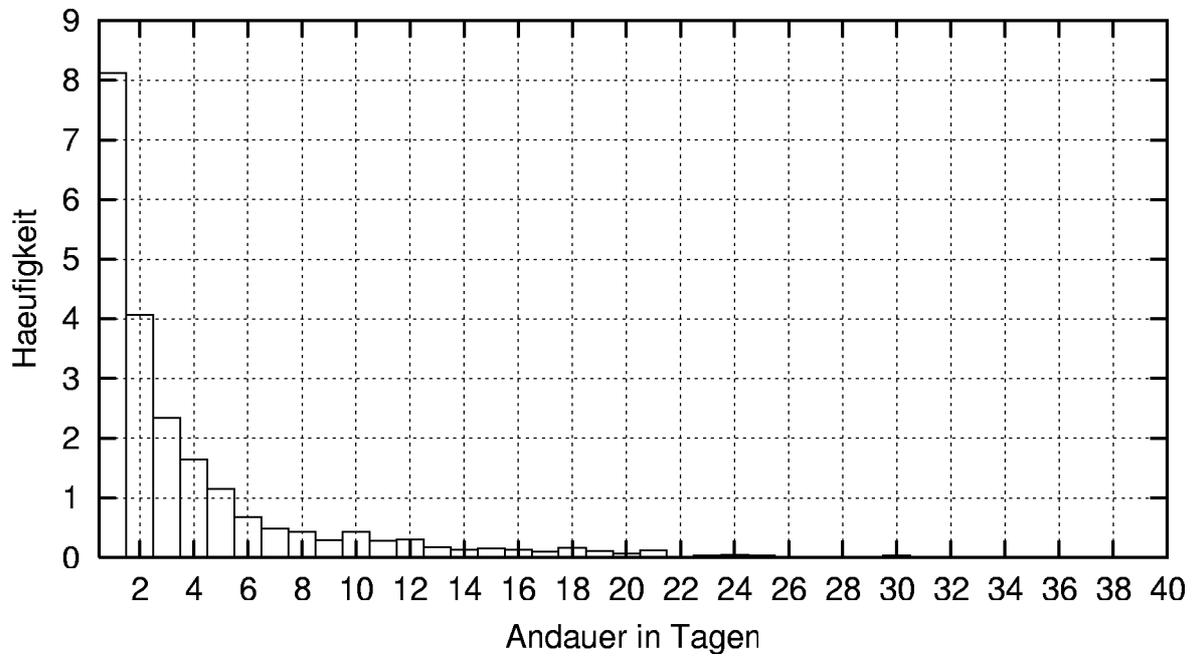


Abbildung 15: Häufigkeiten der Andauern von Frosttagen pro Jahr Jena

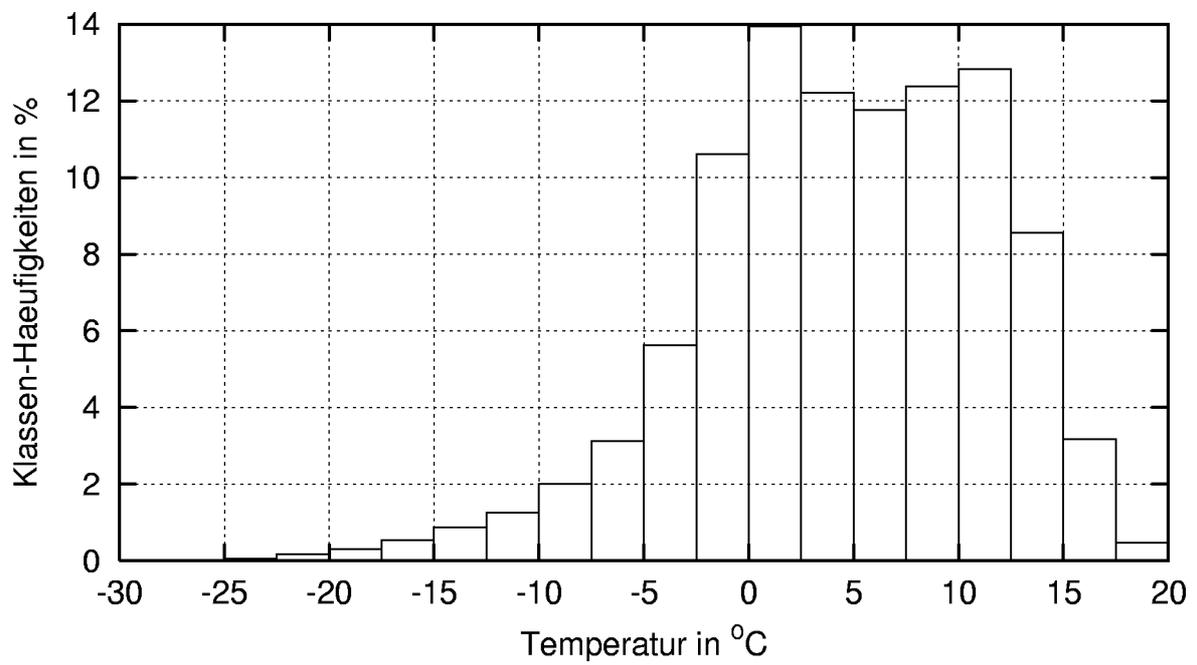


Abbildung 16: Relative Klassenhäufigkeiten des Tagesminimums der Lufttemperatur Jena

#### 4.2.4 Tagesamplitude der Lufttemperatur

Es läßt sich eine erhebliche Abnahme in den Jahresmitteln der Tagesamplitude beobachten (s. Abb. 17). Der Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% gesichert. Die Tagesamplituden der Lufttemperatur nehmen nach den Regressionsgleichungen um 1.49 K über den gesamten Zeitraum ab. Dies entspricht der beim Tagesminimum - verglichen mit dem Tagesmaximum - der Lufttemperatur deutlich stärker ausgeprägten Zunahme über den Zeitraum. Dieser Trend läßt sich allgemein in der Entwicklung des europäischen Klimas beobachten (vgl. Brázdil et al. 1996). Zu einem geringen Anteil könnte er auf die Zunahme städtischer Bebauung in der weiteren Umgebung der Station zurückgeführt werden, wobei sich allerdings die unmittelbare Umgebung im vergangenen Jahrhundert kaum noch änderte. Der Jahresgang dieser Differenz zeigt ein breites Plateau von Mai bis August (s. Abb. 18). Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 19. In Tab. 5 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

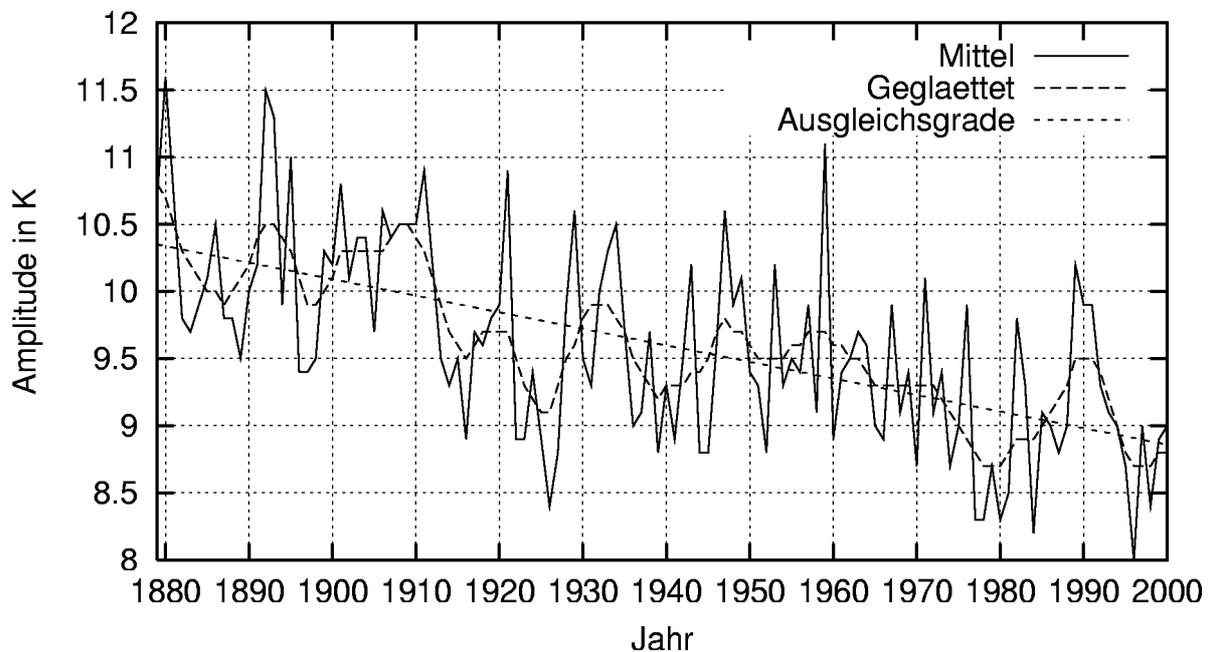


Abbildung 17: Jahresmittel der Tagesamplitude der Lufttemperatur Jena

Extreme Ereignisse der Tageswertedifferenz $T_{max} - T_{min}$		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	3. Sept. 1911	29.0 K
Minimum	14. März 1897	0.4 K

Tabelle 5: Extreme Ereignisse der Tagesamplitude der Lufttemperatur Jena

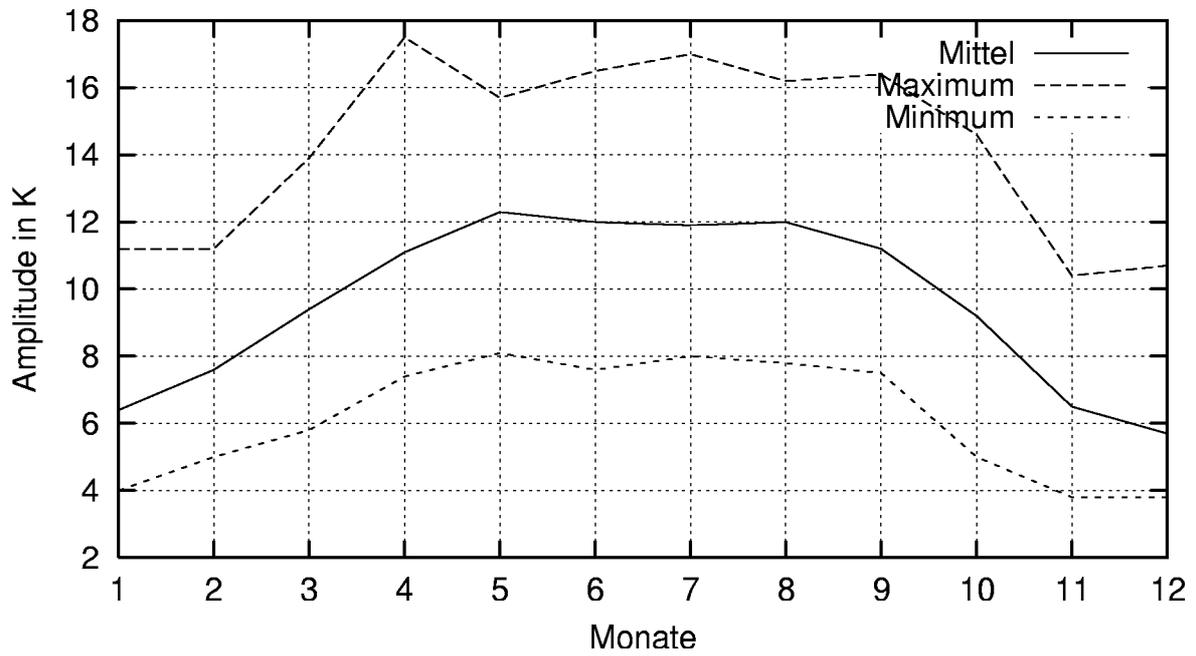


Abbildung 18: Jahrgang der Tagesamplitude der Lufttemperatur Jena

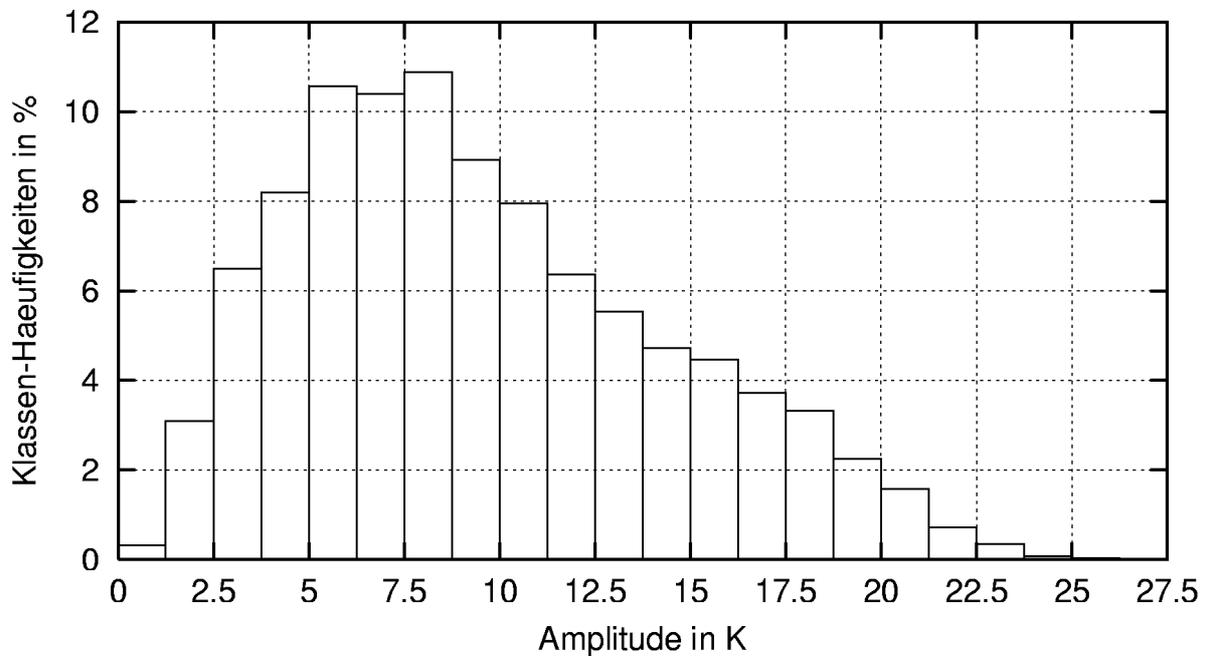


Abbildung 19: Relative Klassenhäufigkeiten der Tagesamplitude der Lufttemperatur Jena

#### 4.2.5 Niederschlag

Im Jahrgang der durchschnittlichen Monatssummen liegt das Maximum im Juli, der Februar ist der niederschlagsärmste Monat (s. Abb. 20). Die Jahressummen zeigen einen sehr schwachen Aufwärtstrend, der vor allem in den 1930ern stattfindet, davor und danach bleibt die Summe mehr oder weniger stabil (s. Abb. 21). Für die 1930er zeigen auch die Homogenitätstests Trendbeginne oder Inhomogenitäten an (s. Kap. 3.2). Ein genereller Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht gesichert. Der Verlauf der Jahresmittel ist in den einzelnen Monatssummen kaum zu beobachten (hier nicht dargestellt). Die Anzahl der Tage ohne Niederschlag steigt zunächst bis 1940 leicht an, um dann deutlich bis zum Ende des Zeitraums nachzulassen (s. Abb. 22). Für die Verteilung der Andauern der Tage ohne Niederschlag s. Abb. 23. Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 24; für den Niederschlag wurde ein logarithmisches Maß bei der Festlegung der Klasseneinteilung und bei der Darstellung verwendet. In Tab. 6 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

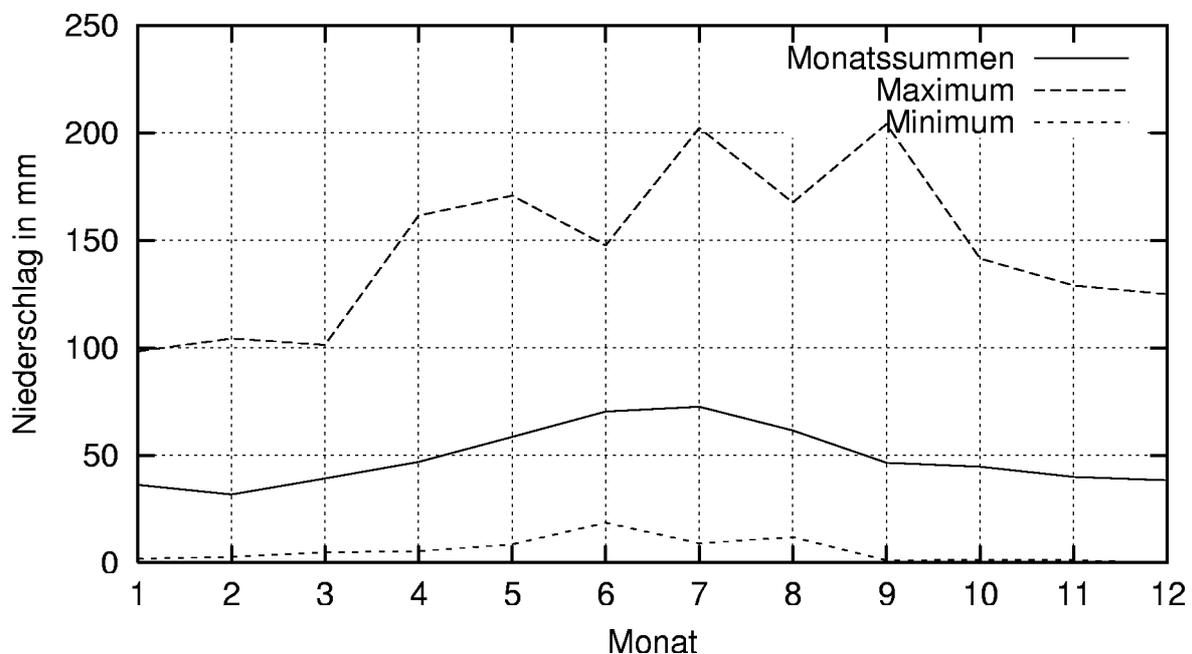


Abbildung 20: Jahrgang des Niederschlags Jena

Extreme Ereignisse des Niederschlags		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	18. Juli 1997	110.0 mm
Tage ohne Niederschlag	30. Nov. 1922 - 2. Jan. 1923	34

Tabelle 6: Extreme Ereignisse des Niederschlags Jena

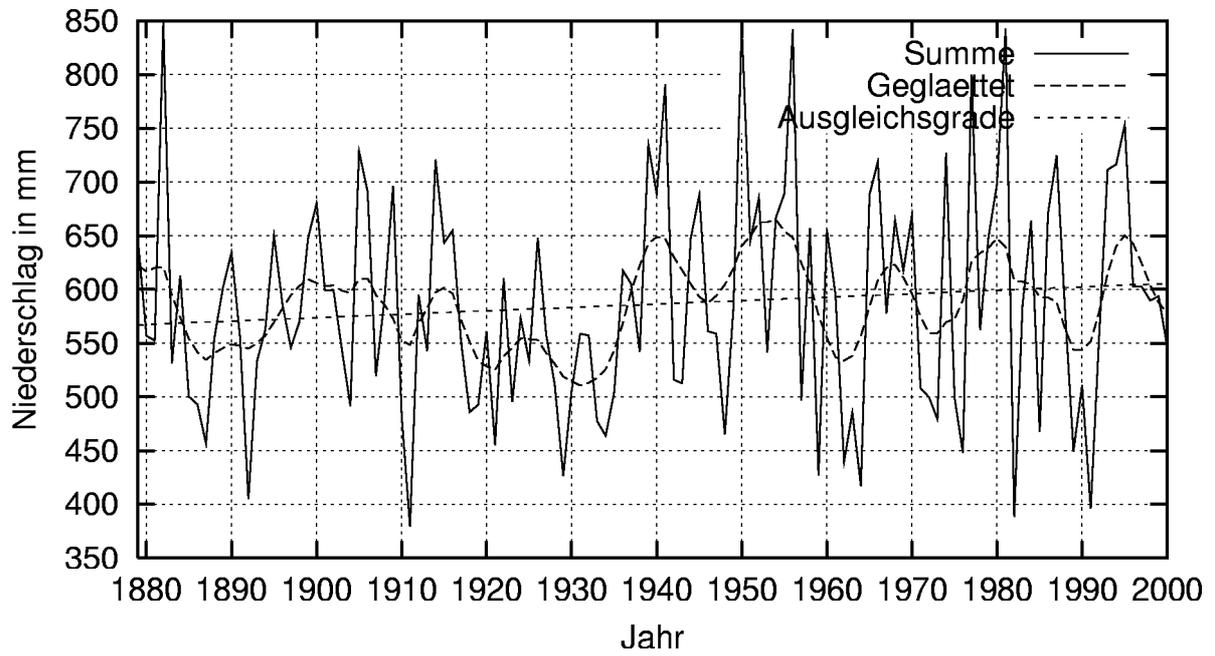


Abbildung 21: Jahressumme des Niederschlags Jena

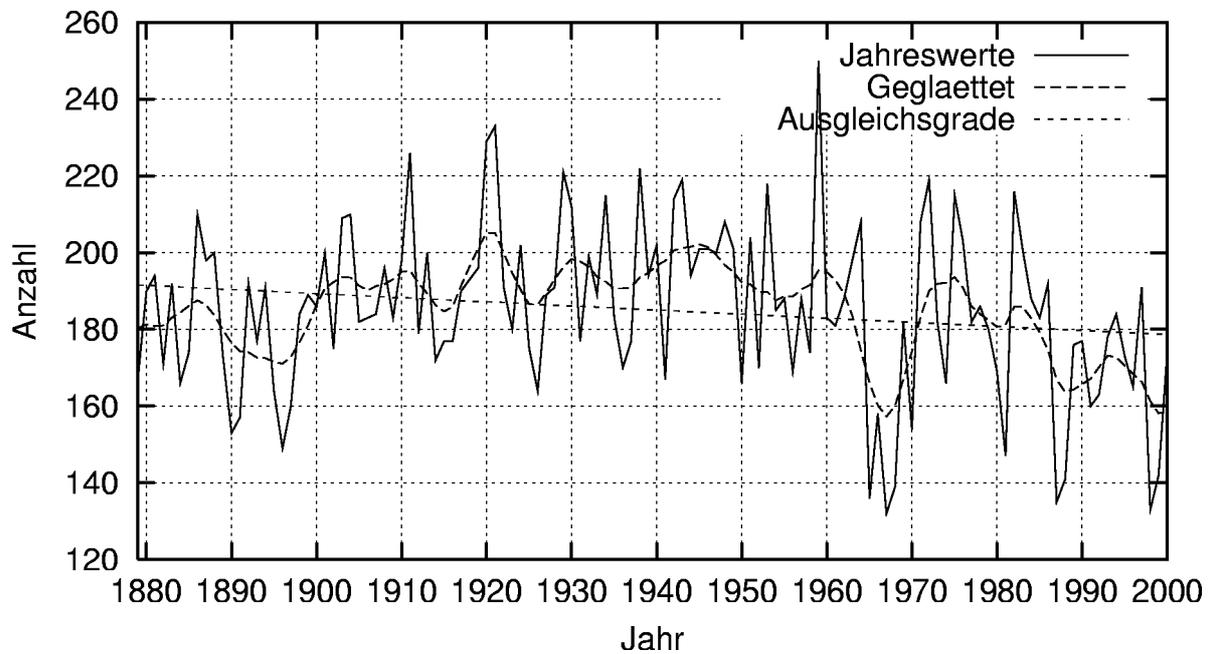


Abbildung 22: Tage ohne Niederschlag pro Jahr Jena

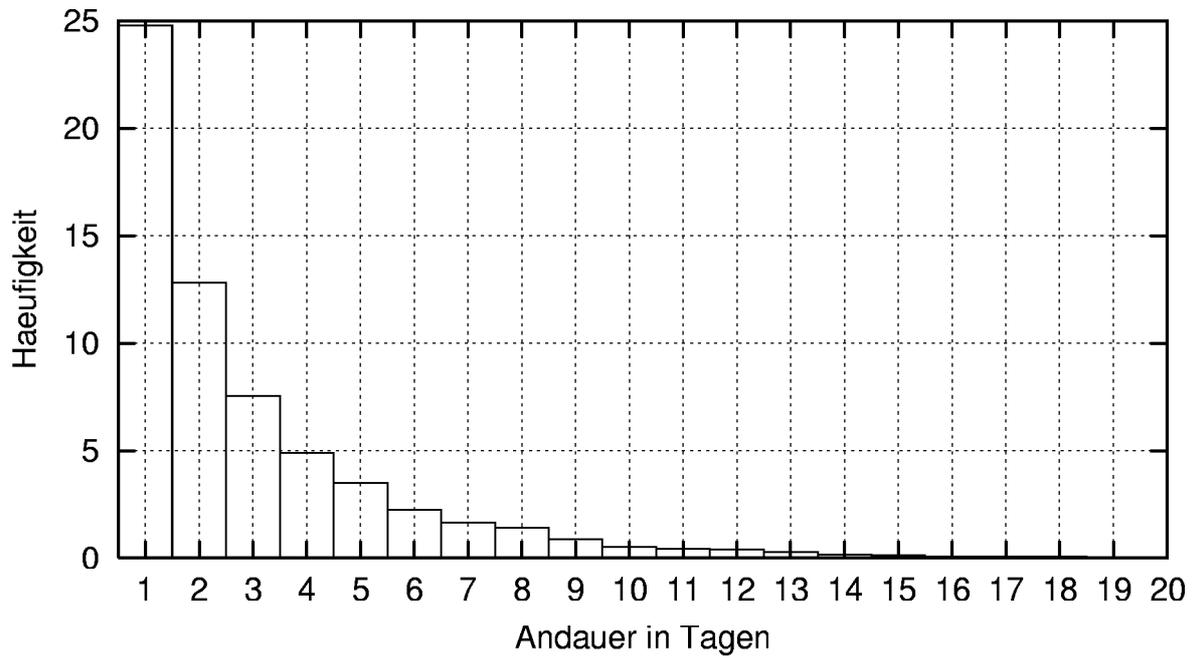


Abbildung 23: Häufigkeiten der Andauern von Tage ohne Niederschlag pro Jahr Jena

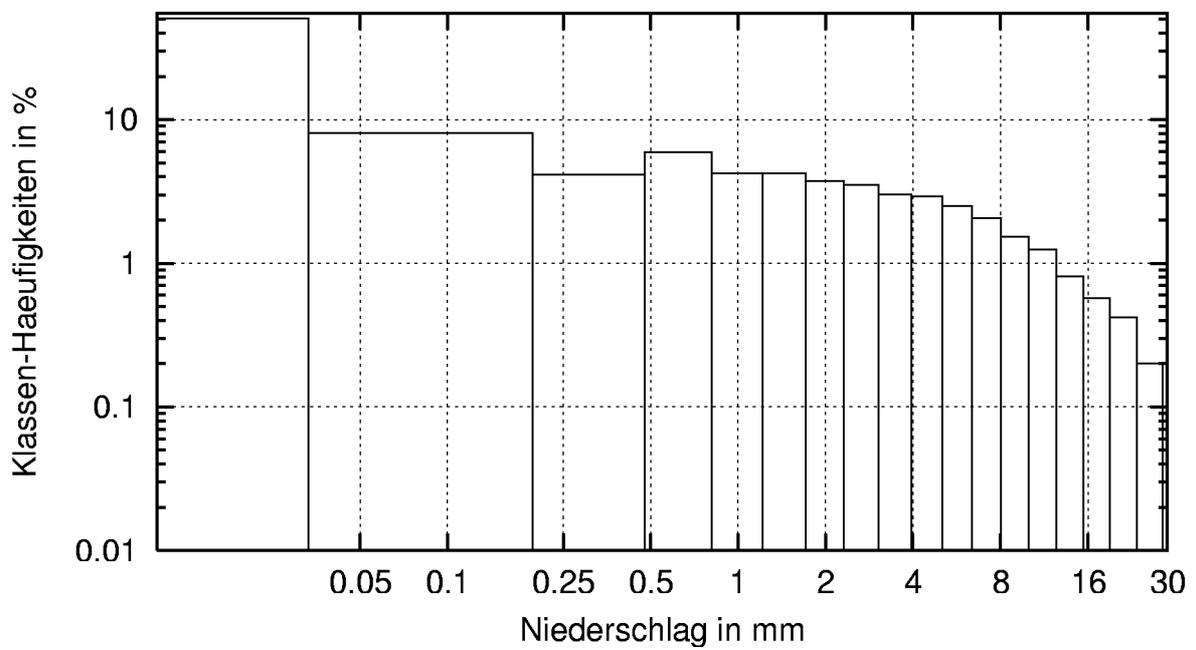


Abbildung 24: Relative Klassenhäufigkeiten des Niederschlags Jena

#### 4.2.6 Relative Luftfeuchte

Der Jahresgang hat sein Minimum im Mai, sein Maximum im Dezember (s. Abb. 25). Die Jahresmittel nehmen bis 1890 stark ab, um dann bis 1970 nur noch geringfügig nachzulassen. Ab 1970 fallen sie erneut deutlich (s. Abb. 26). Für das Jahr 1890 zeigt der gleitende  $t$ -Test eine Inhomogenität an, die sich mit der Inbetriebnahme der "englischen Hütte" am 1. April 1890 in Verbindung bringen läßt (s. Kap. 3.2.3). Der generelle Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% gesichert. Die relative Luftfeuchte nimmt nach den Regressionsgleichungen um 5.85% über den gesamten Zeitraum ab. Der Trend findet sich auch bei den einzelnen Monatsmitteln, besonders deutlich in den Sommer und Wintermonaten (s. Abb. 27 und 28). Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 29; sie zeigt eine zweigipfelige Verteilung.

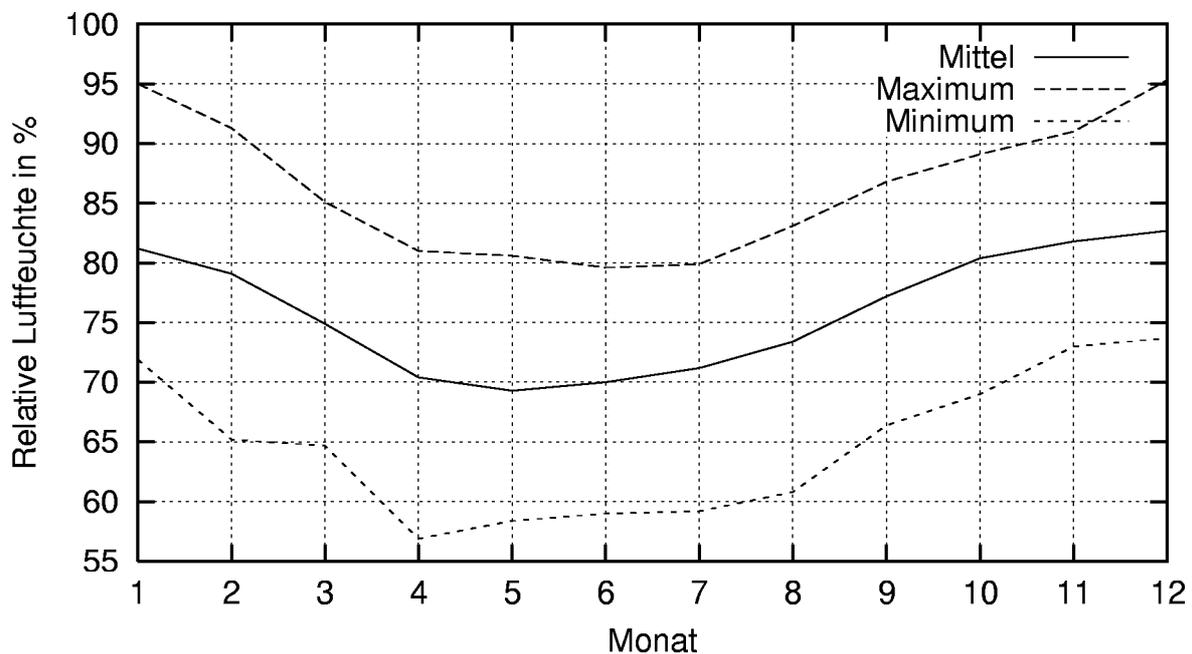


Abbildung 25: Jahresgang der relativen Luftfeuchte Jena

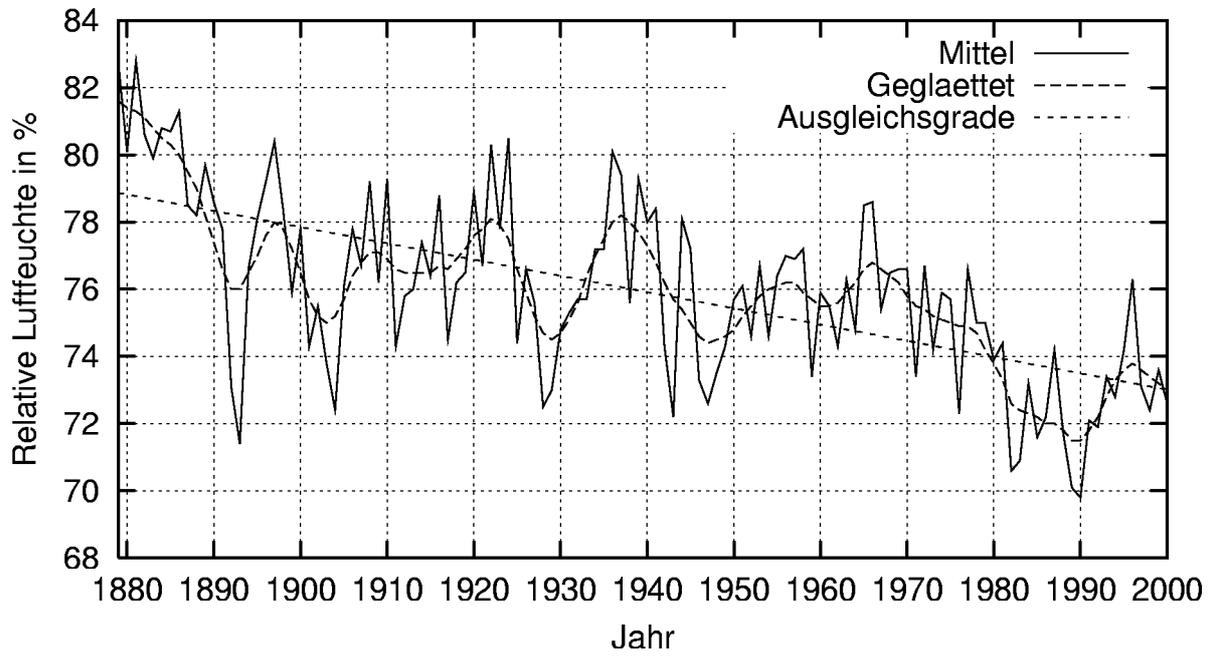


Abbildung 26: Jahresmittel der relativen Luftfeuchte Jena

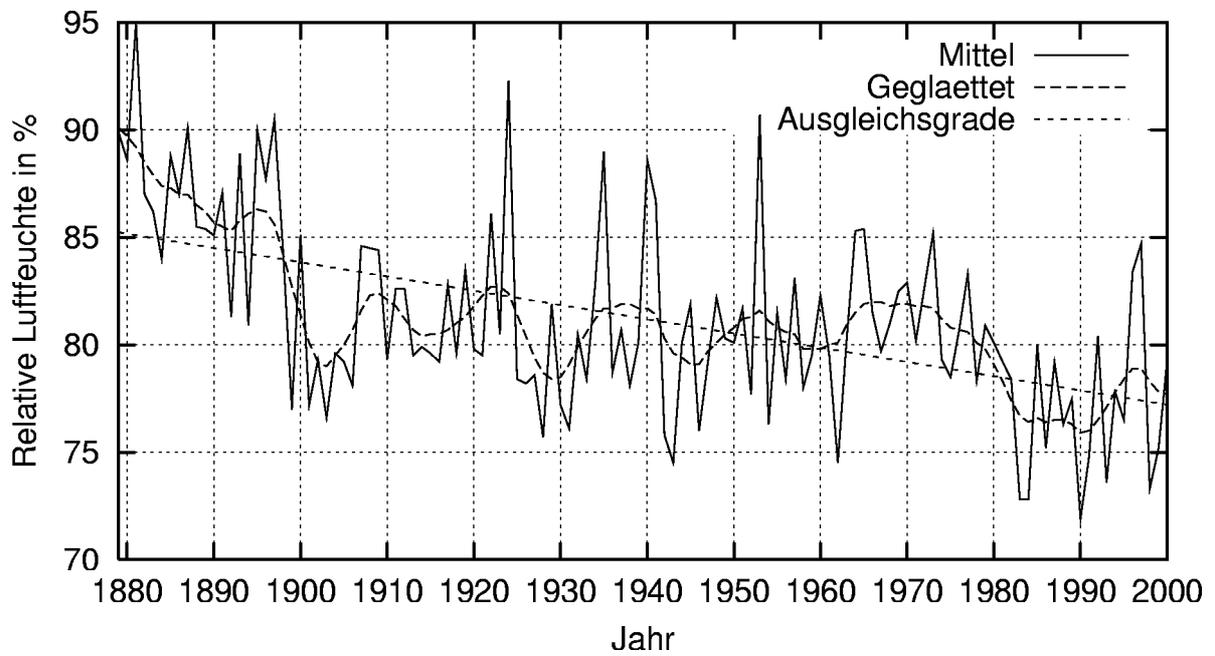


Abbildung 27: Januarmittel der relativen Luftfeuchte Jena

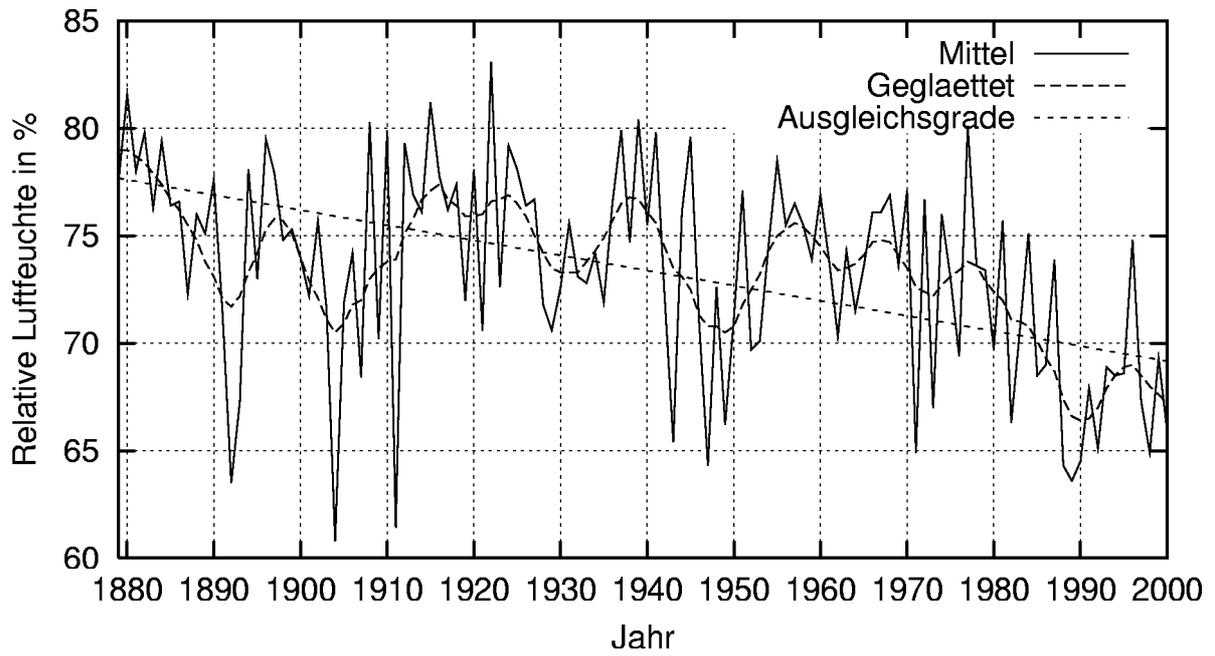


Abbildung 28: Augustmittel der relativen Luftfeuchte Jena

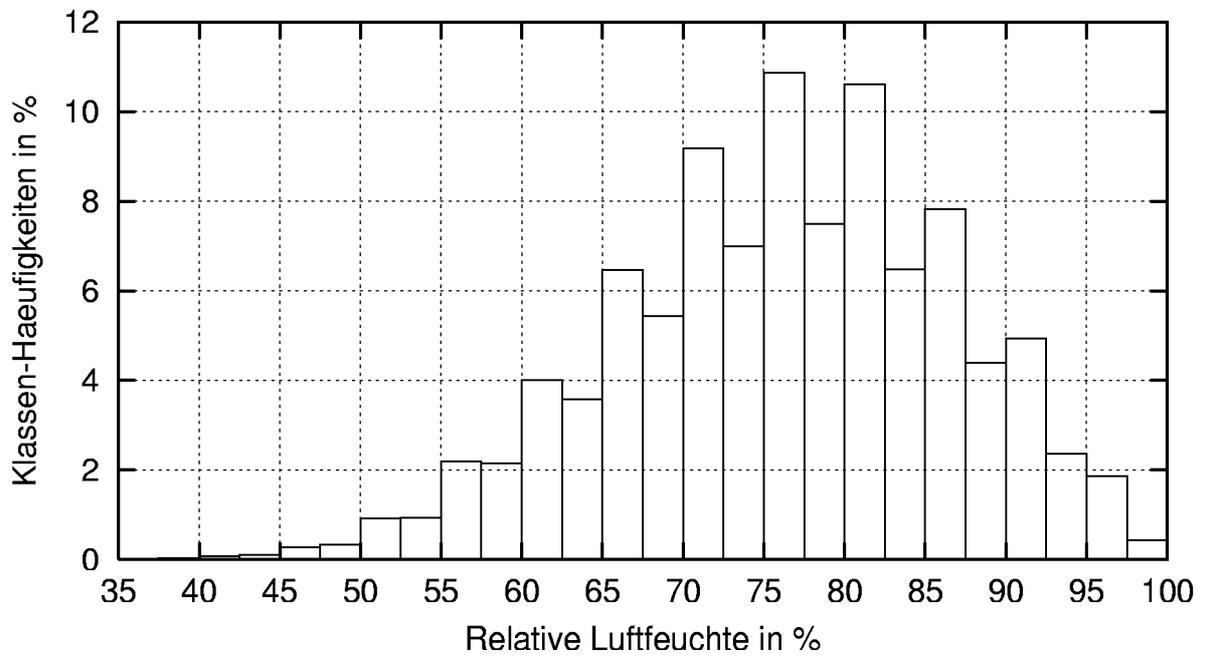


Abbildung 29: Relative Klassenhäufigkeiten der relativen Luftfeuchte Jena

#### 4.2.7 Luftdruck

Der Jahresgang zeigt eine schwache Schwankung von knapp 4 mbar mit dem Maximum im September und dem Minimum im April. Die Jahresmittel nehmen insgesamt leicht zu, besonders deutlich ab 1940 (s. Abb. 31). Für das Jahr 1941 zeigen gleitender  $t$ -Test und Pettitt-Test eine Inhomogenität bzw. einen Trendbeginn an, der sich nicht mit der Stationsgeschichte in Zusammenhang bringen läßt. Der allgemeine Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% gesichert. Der Luftdruck nimmt nach den Regressionsgleichungen um 1.23 mbar über den gesamten Zeitraum zu. Die Monatsmittel folgen diesem Trend (hier nicht dargestellt). Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 32. In Tab. 7 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

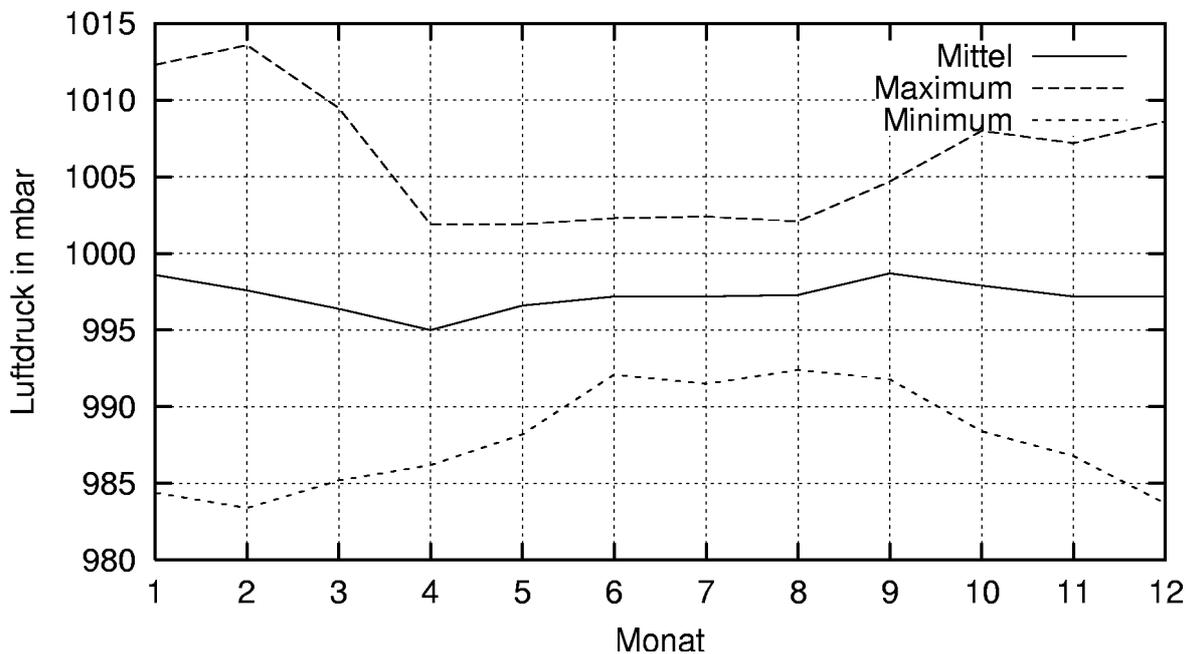


Abbildung 30: Jahresgang des Luftdrucks Jena

Extreme Ereignisse des Luftdrucks		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	28. Juni 1923	1041.9 mbar
Minimum	28. Juli 1918	861.4 mbar

Tabelle 7: Extreme Ereignisse des Luftdrucks Jena

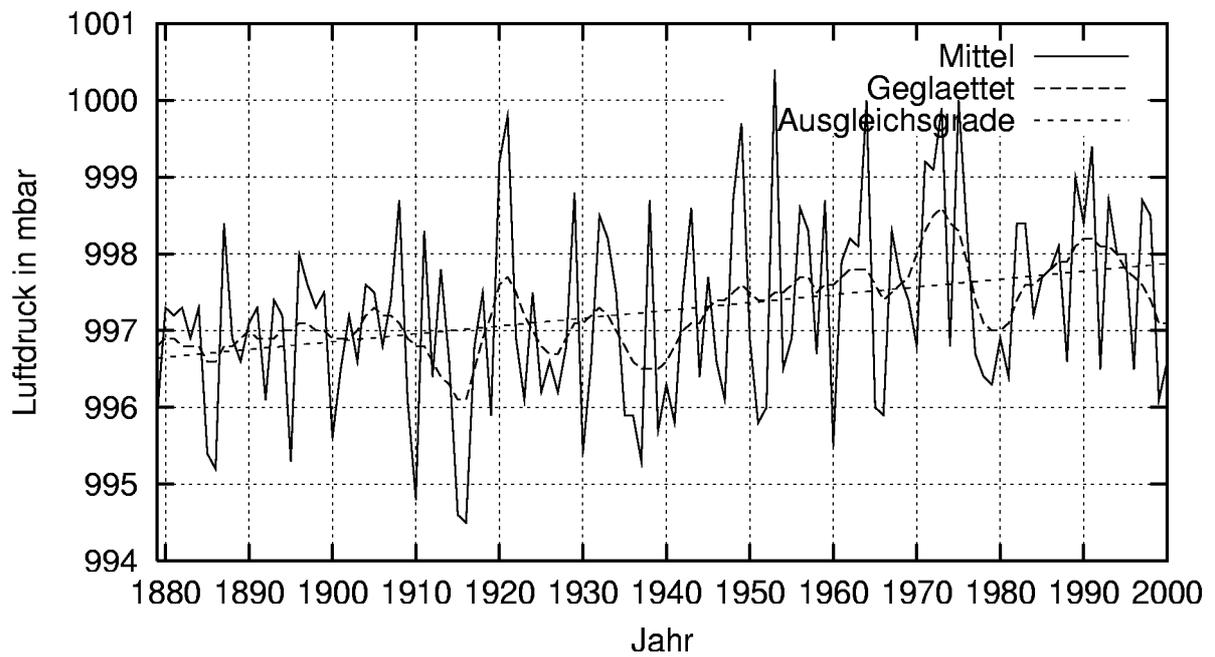


Abbildung 31: Jahresmittel des Luftdrucks Jena

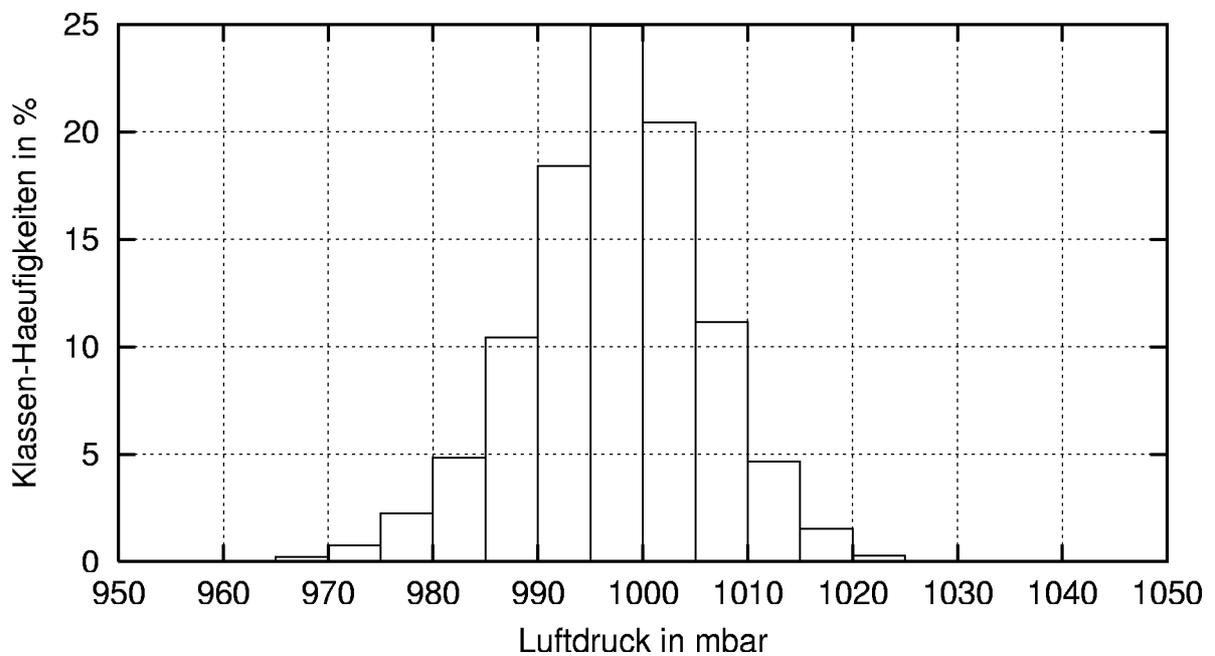


Abbildung 32: Relative Klassenhäufigkeiten des Luftdrucks Jena

#### 4.2.8 Dampfdruck

Der Jahresgang zeigt ähnlich dem Temperaturgang das Maximum im Juli und das Minimum im Januar (s. Abb. 33). Die Jahresmittel steigen zunächst bis etwa 1935 an, um dann einzubrechen. Für 1941 zeigt der Pettitt-Test einen Trendbeginn an. Ab 1940 etwa steigen die Jahresmittel bis 1970 wieder, brechen nochmals ein und nehmen bis zum Ende des Zeitraumes zu (s. Abb. 34). In den einzelnen Monatsmitteln läßt sich dieser Jahresmitteltrend nicht so deutlich beobachten (hier nicht dargestellt). Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 35. In Tab. 8 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

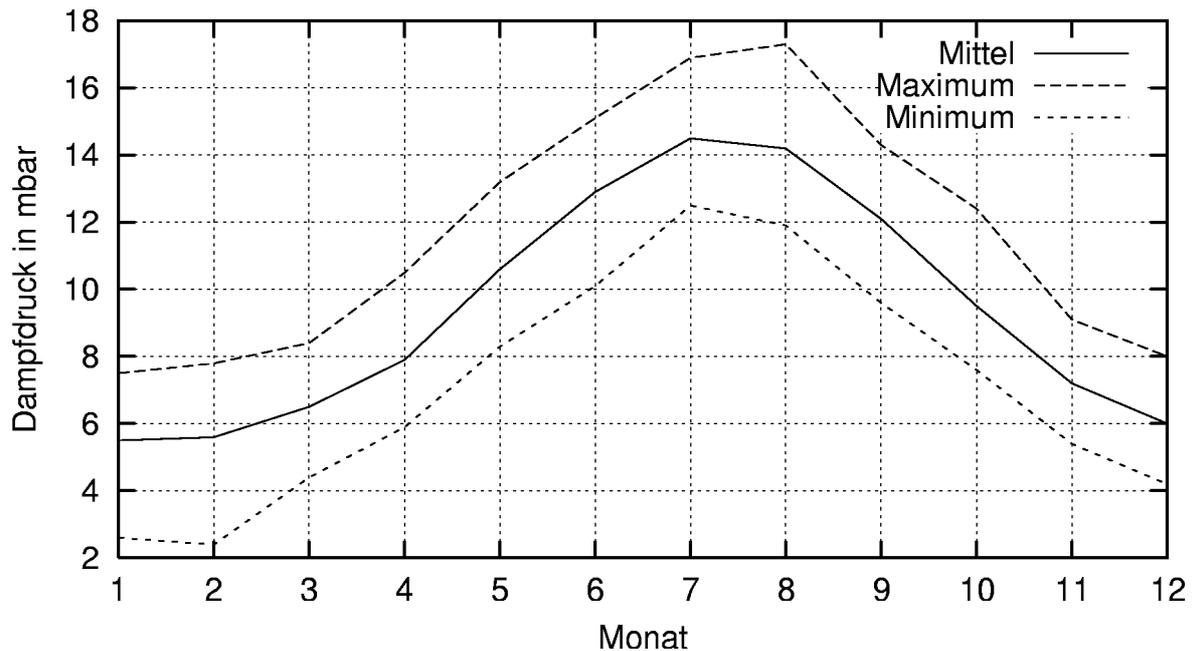


Abbildung 33: Jahresgang des Dampfdrucks Jena

Extreme Ereignisse des Dampfdrucks		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	14. Aug. 1972	23.2 mbar
Minimum	11. Feb. 1929	0.7 mbar

Tabelle 8: Extreme Ereignisse des Dampfdrucks Jena

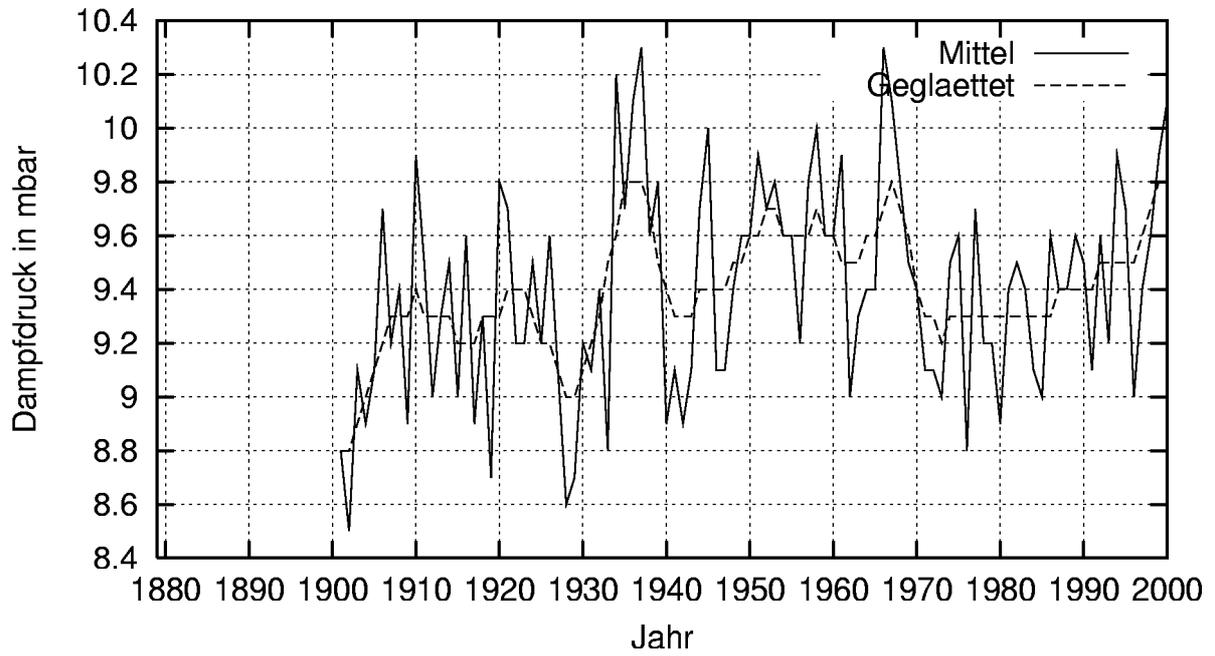


Abbildung 34: Jahresmittel des Dampfdrucks Jena

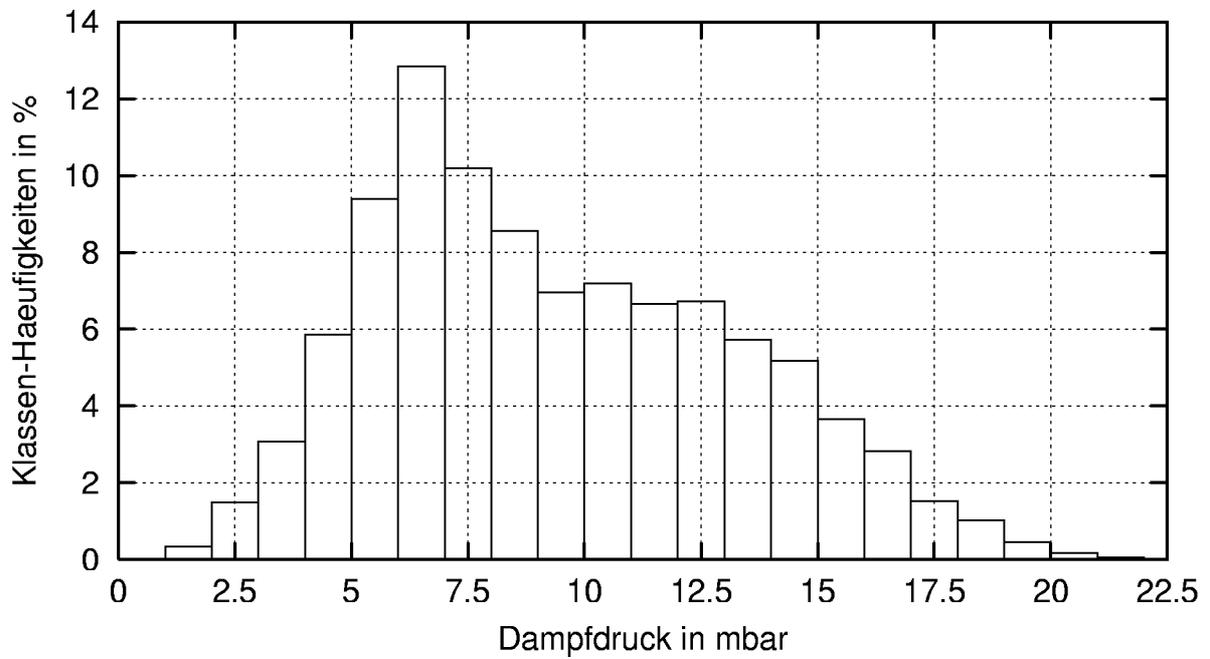


Abbildung 35: Relative Klassenhäufigkeiten des Dampfdrucks Jena

### 4.2.9 Sonnenscheindauer

Der Jahresgang wird entsprechend der astronomisch möglichen Sonnenscheindauer für Juni/Juli maximal, das Minimum liegt im Dezember (s. Abb. 36). Die Jahresmittel nehmen über die Lücken hinweg bis 1940 ab. Nach einem deutlichen Sprung nach oben nehmen sie von 1950 an erneut stark ab, um ab 1975 etwa wieder zu steigen (s. Abb. 37). Die Abnahme ab 1950 läßt sich auf den Theaterneubau in den 1950ern zurückführen (s. Kap. 3.2). Für 1950 zeigt der gleitende  $t$ -Test eine Inhomogenität an, 1960 beginnt nach dem Pettitt-Test ein Trend. Der allgemeine Trend läßt sich im wesentlichen auch in den einzelnen Monatsmitteln beobachten (hier nicht dargestellt). Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 38. In Tab. 9 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

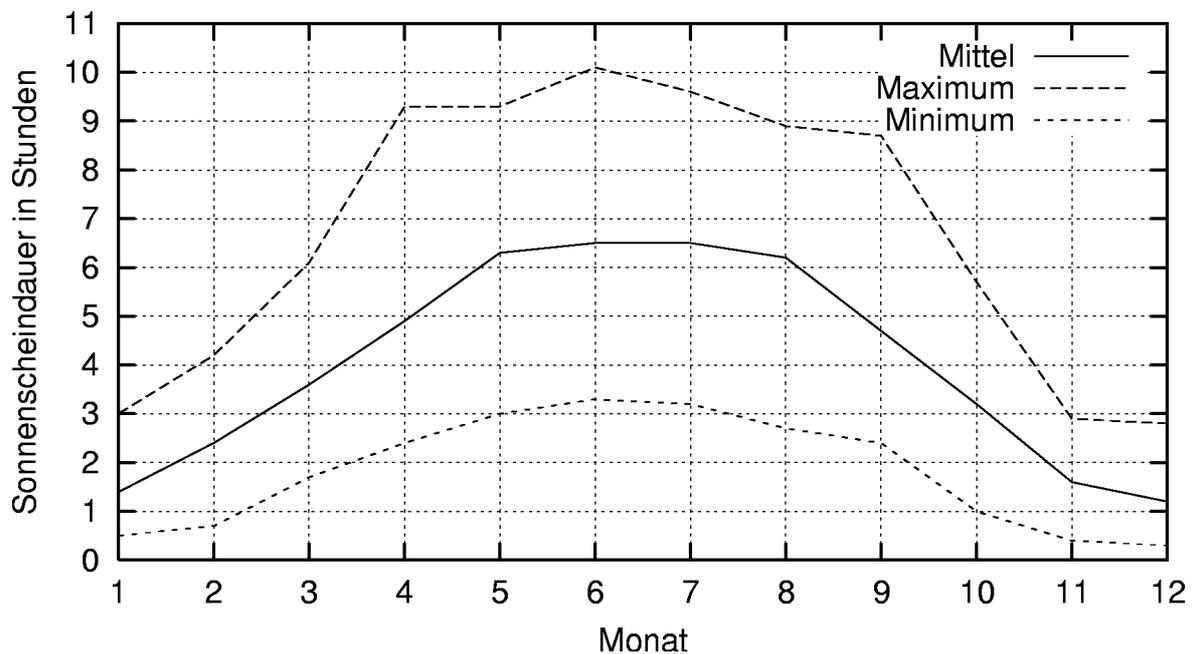


Abbildung 36: Jahresgang der Sonnenscheindauer Jena

Extreme Ereignisse der Sonnenscheindauer		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	30. Juni 1976	15.5 Stunden

Tabelle 9: Extreme Ereignisse der Sonnenscheindauer Jena

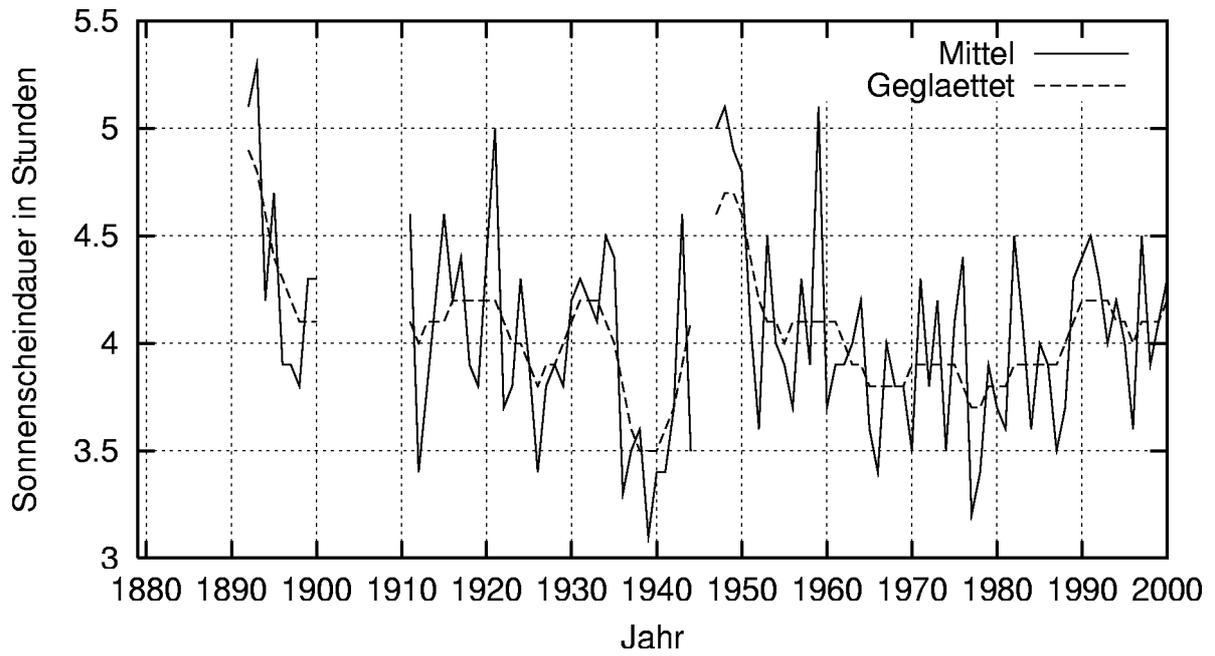


Abbildung 37: Jahresmittel der Sonnenscheindauer Jena

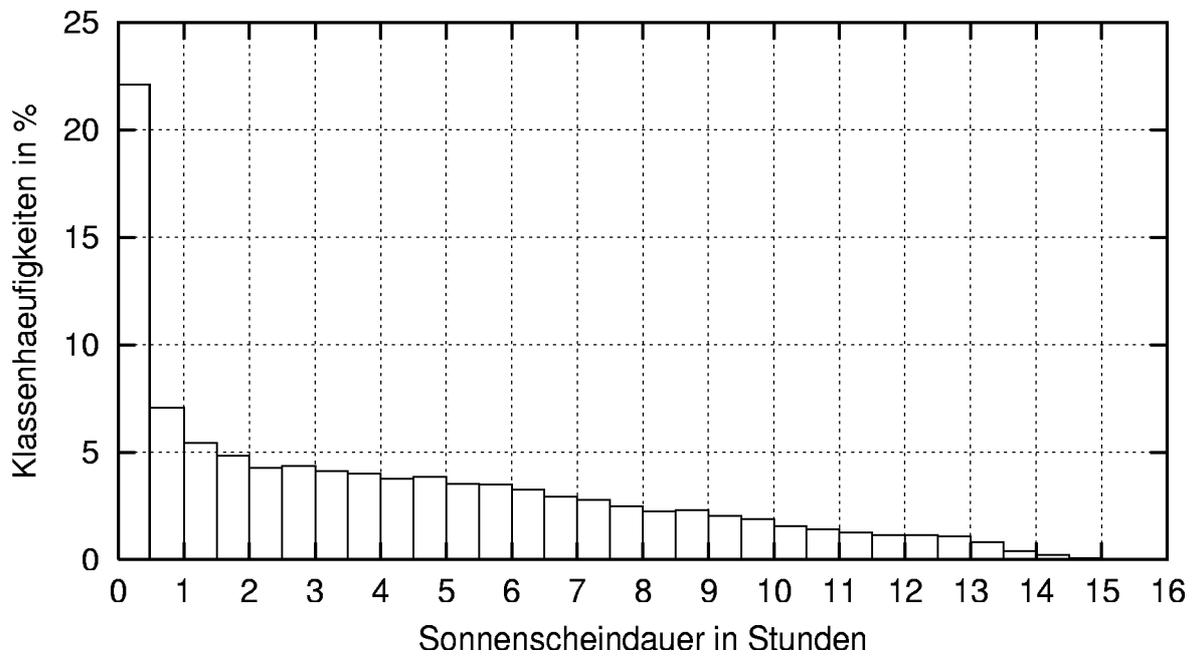


Abbildung 38: Relative Klassenhäufigkeiten der Sonnenscheindauer Jena

#### 4.2.10 Bedeckungsgrad

Der Jahresgang schwankt um die 5/8-6/8 mit einem Minimumbereich von Mai bis September, das Maximum liegt im Dezember (s. Abb. 39). Die Jahresmittel schwanken stark. Ein ansteigender Trend läßt sich, nach einem Nachlassen hin zur Jahrhundertwende, bis etwa 1940 ausmachen, danach nimmt der Bedeckungsgrad insgesamt wieder ab, um ab 1990 nochmals anzusteigen (s. Abb. 40). Ein insgesamt zunehmender Trend ist nach dem Spearman-Test für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% gesichert. Der Bedeckungsgrad nimmt nach den Regressionsgleichungen um 0.19 1/8-tel über den gesamten Zeitraum zu. Dieser Trend findet sich ebenfalls in den einzelnen Monatsmitteln (hier nicht dargestellt). Entsprechend haben die Jahresanzahlen von trüben Tagen um 1940 ihr Maximum (s. Abb. 41), während die der heiteren Tage um 1940 minimal werden (s. Abb. 43). In der Entwicklung der Andauern von heiteren und trüben Tagen findet sich nichts Auffälliges (hier nicht dargestellt). Für die Verteilung der Andauern von trüben Tagen s. Abb. 42, für die der heiteren Tage s. Abb. 44. Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 45. In Tab. 10 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

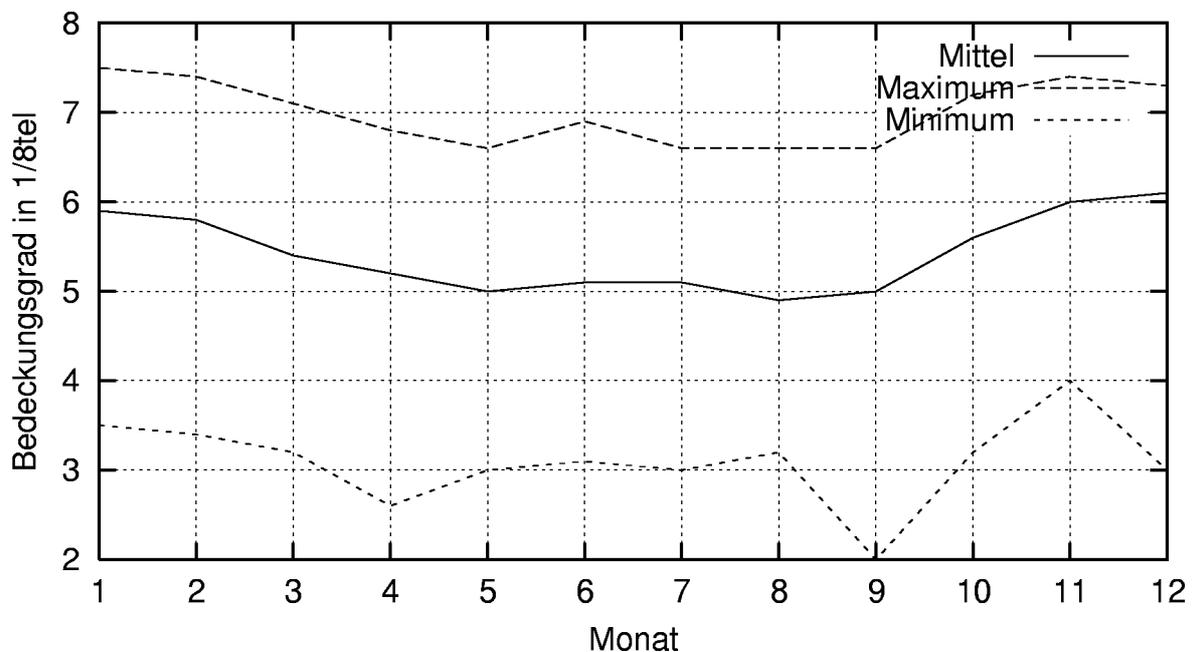


Abbildung 39: Jahresgang des Bedeckungsgrads Jena

Extreme Ereignisse des Bedeckungsgrads		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Heitere Tage	21. Dez. 1972 - 31. Dez. 1972	11
Trübe Tage	28. Nov. 1995 - 24. Dez. 1995	27

Tabelle 10: Extreme Ereignisse des Bedeckungsgrads

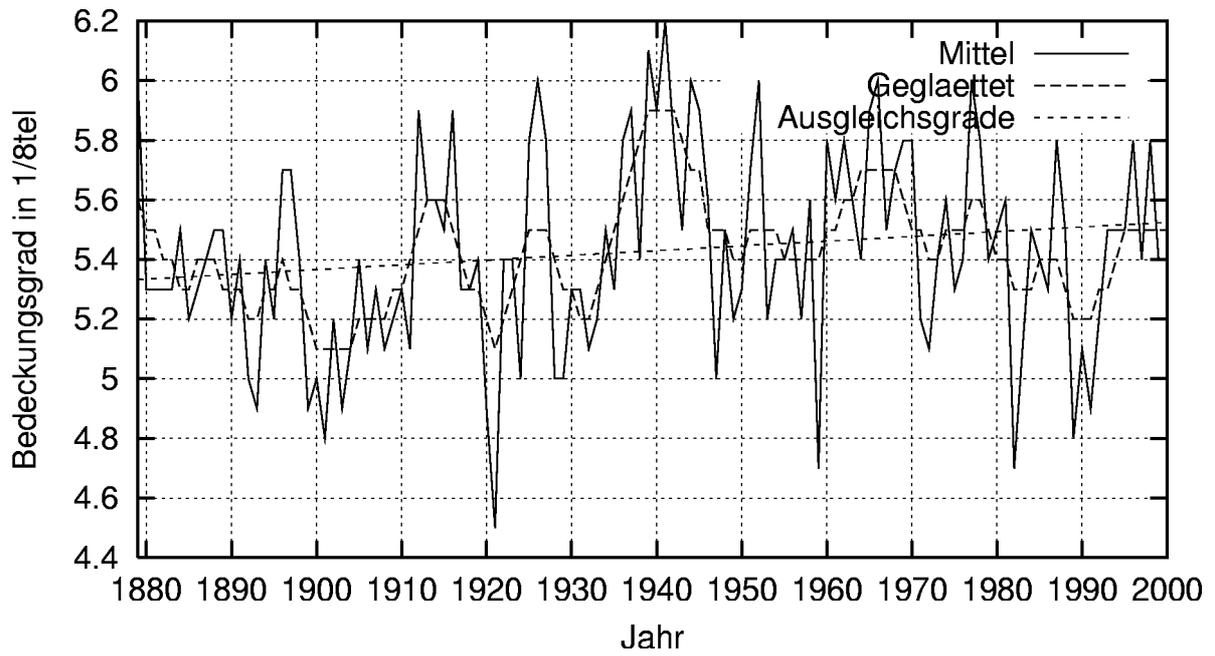


Abbildung 40: Jahresmittel des Bedeckungsgrads Jena

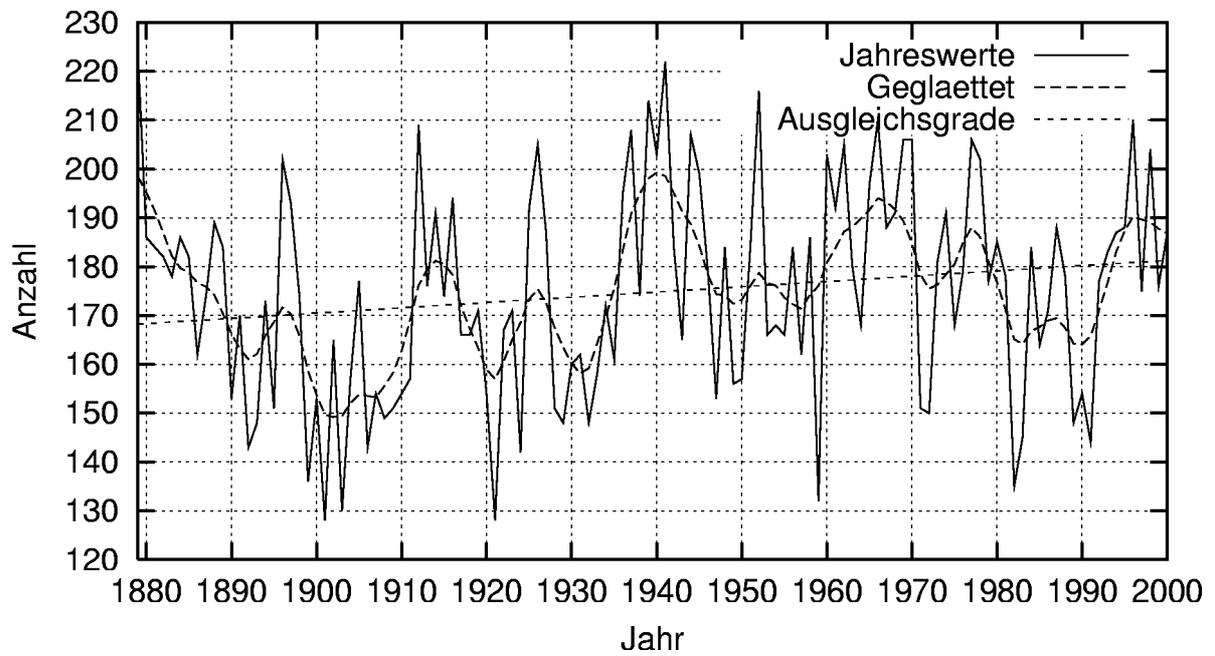


Abbildung 41: Trübe Tage pro Jahr Jena

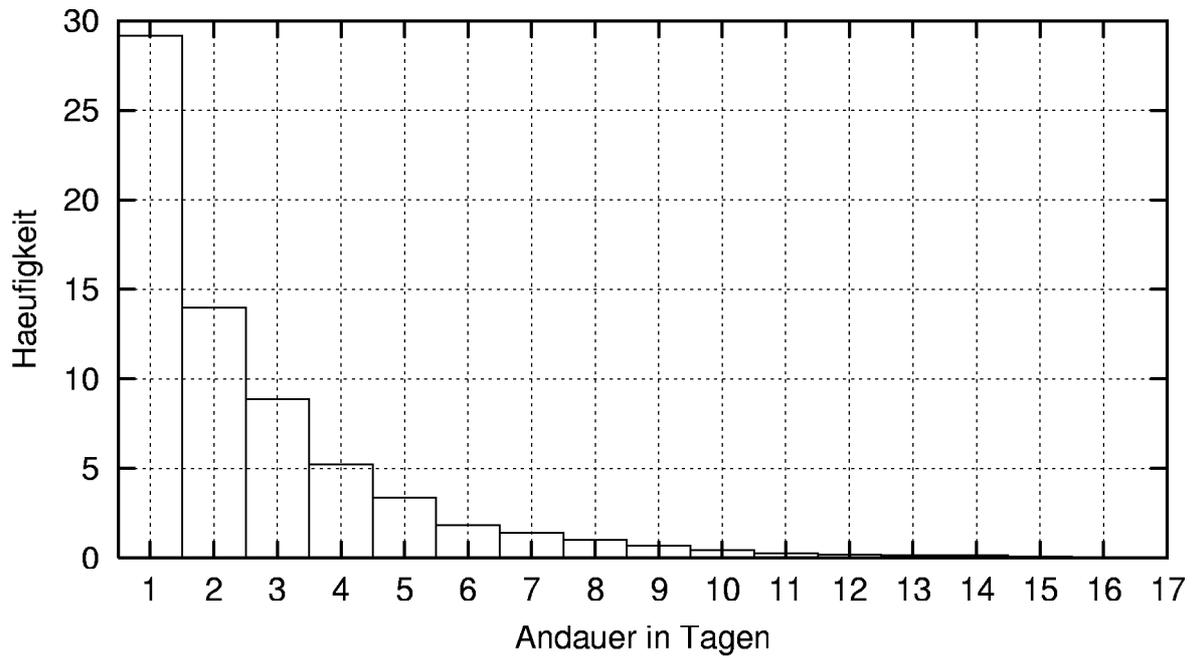


Abbildung 42: Häufigkeiten der Andauern von trüben Tagen pro Jahr Jena

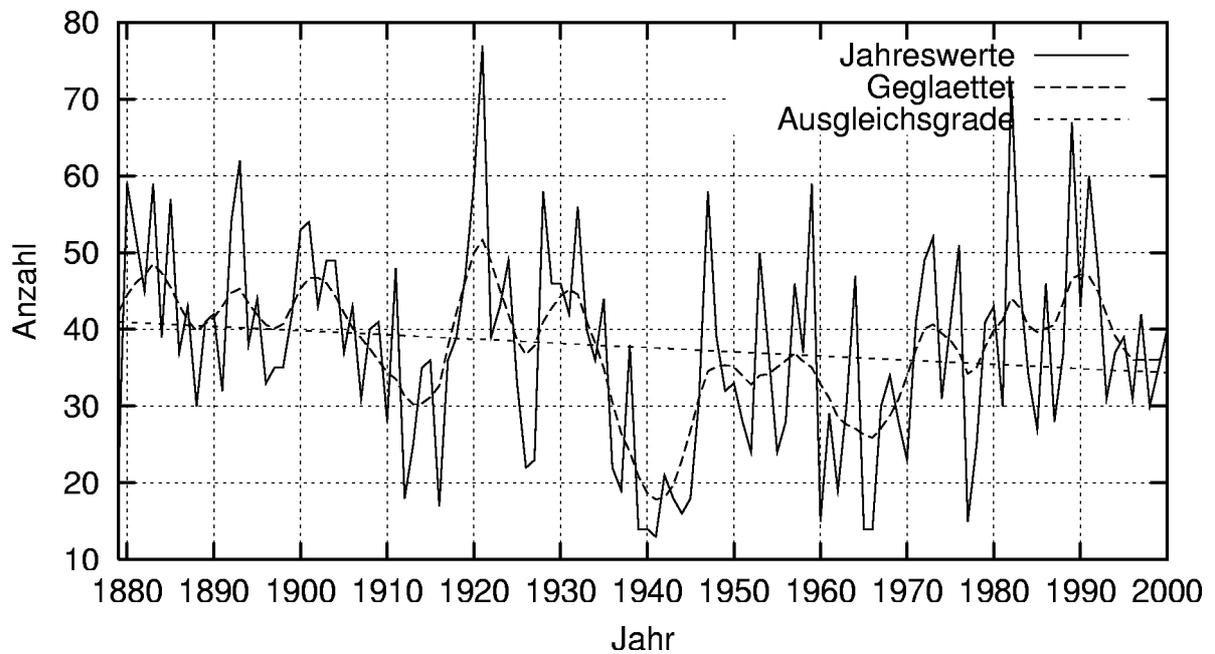


Abbildung 43: Heitere Tage pro Jahr Jena

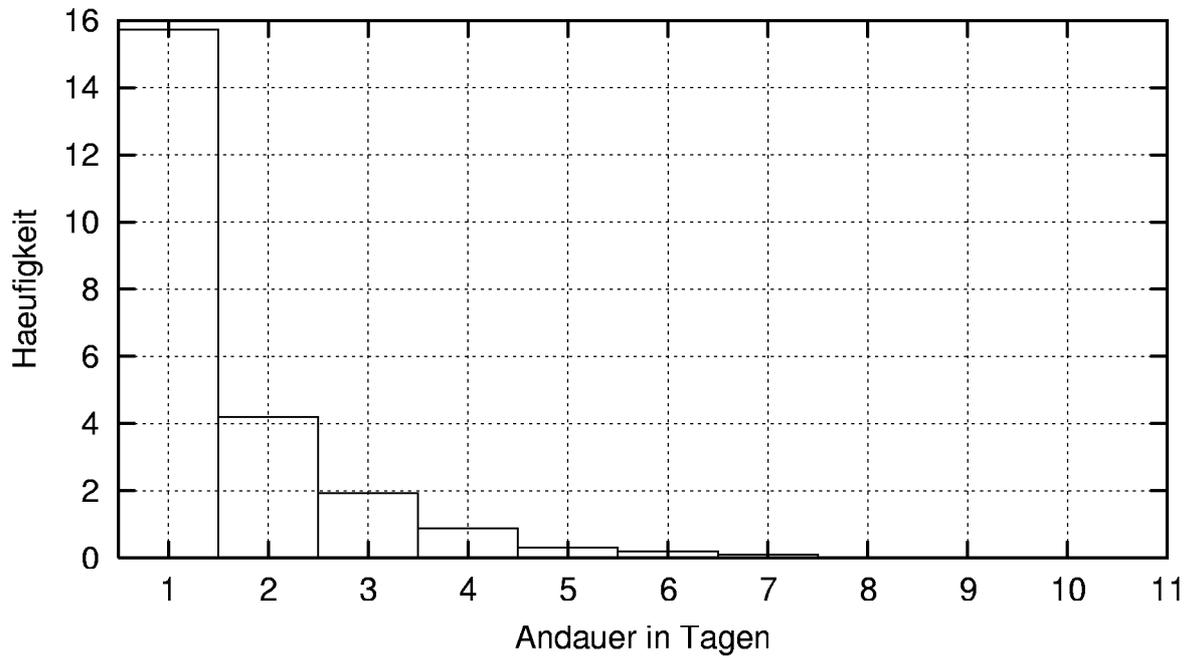


Abbildung 44: Häufigkeiten der Andauern von heiteren Tagen pro Jahr Jena

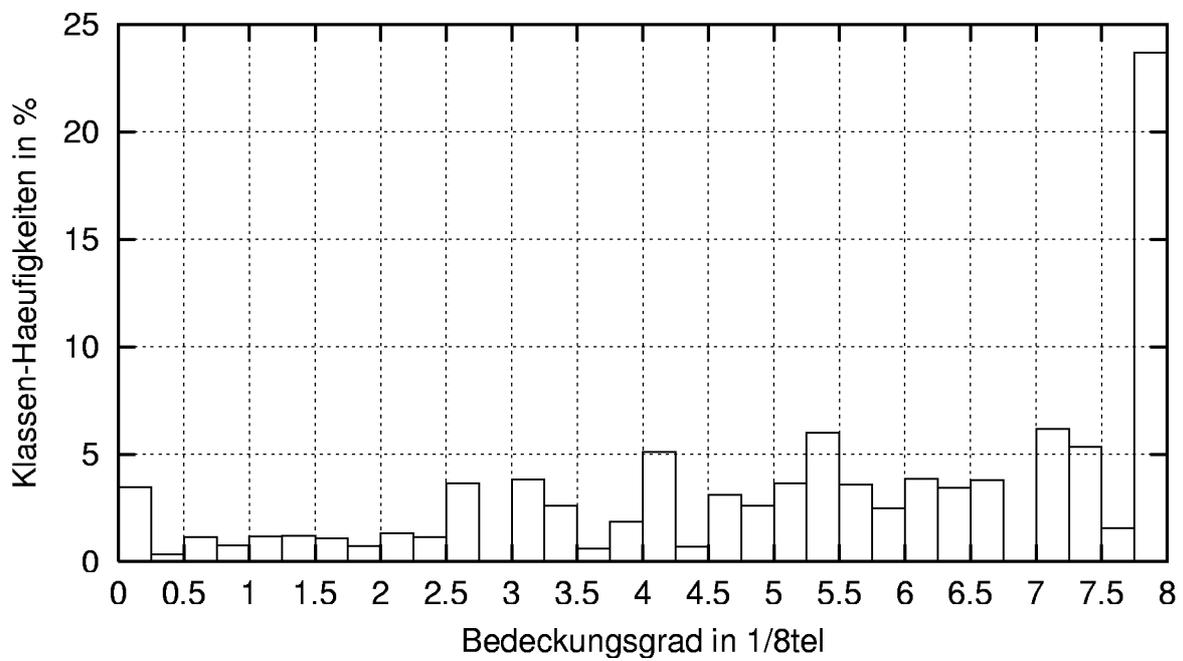


Abbildung 45: Relative Klassenhäufigkeiten des Bedeckungsgrads Jena

#### 4.2.11 Globalstrahlung

Der Jahresgang zeigt ein klar ausgeprägtes Maximum im Juni und wird im Dezember minimal, entsprechend der jährlichen Variation des Sonnenstands (s. Abb. 46). Ab 1890 etwa fallen die Jahresmittel bis 1940 deutlich, springen dann nach oben und nehmen ab 1950 erneut stark ab. Ab 1980 steigen sie wieder (s. Abb. 47). Dieser letzte Anstieg ist für die Wintermonate deutlicher als für die Sommermonate zu beobachten (s. Abb. 48 und 49). Interessanterweise nehmen nach den Regressionsgleichungen die Januarmittel um  $18.1 J/cm^2$  ab, während die Augustmittel um  $60.1 J/cm^2$  zunehmen. Ein allgemeiner Trend ist in den Jahresmitteln nach dem Spearman-Test nicht gesichert. Eine Darstellung der relativen Klassenhäufigkeiten findet sich in Abb. 50. In Tab. 11 werden die extremen Ereignisse aufgeführt.

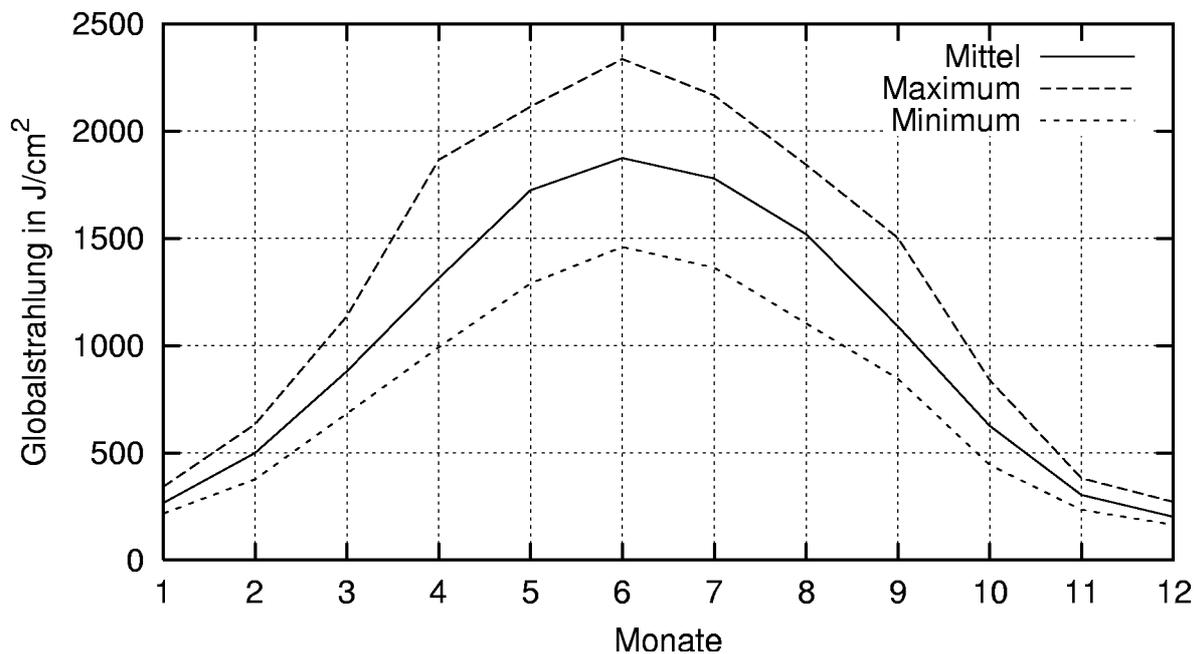


Abbildung 46: Jahresgang der Globalstrahlung Jena

Extreme Ereignisse der Globalstrahlung		
Ereignis	Datum	Wert/Dauer
Maximum	30. Juni 1976	3031.0 $J/cm^2$
Minimum	12. Dez. 1892	153.0 $J/cm^2$

Tabelle 11: Extreme Ereignisse der Globalstrahlung

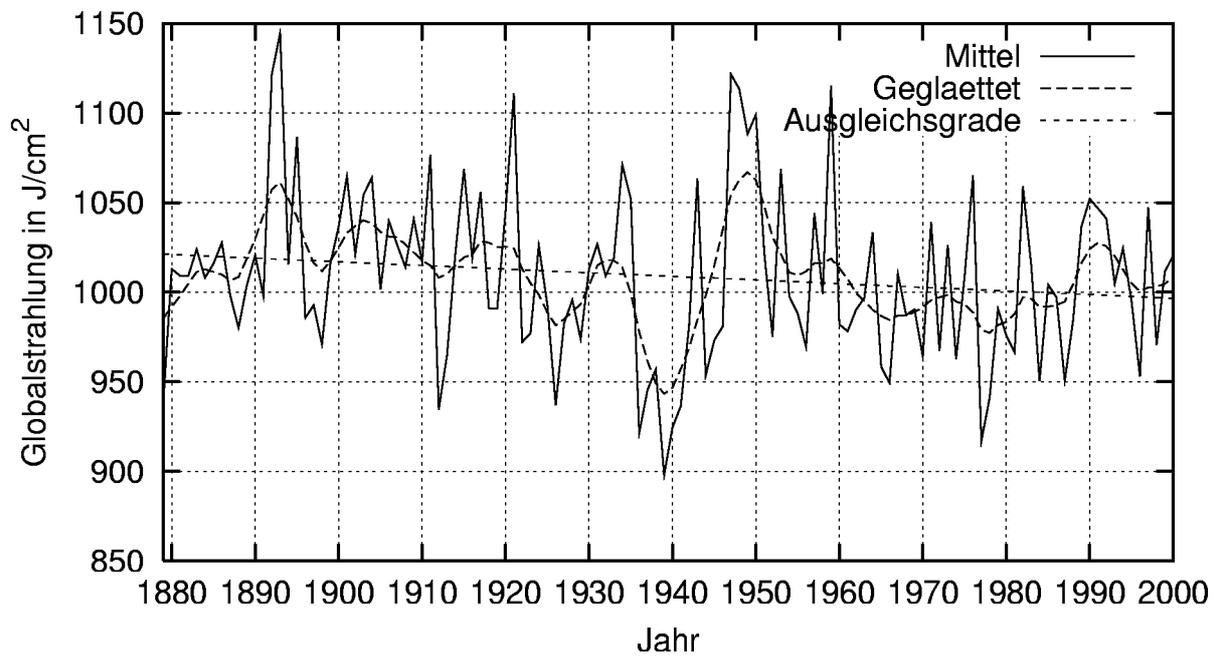


Abbildung 47: Jahresmittel der Globalstrahlung Jena

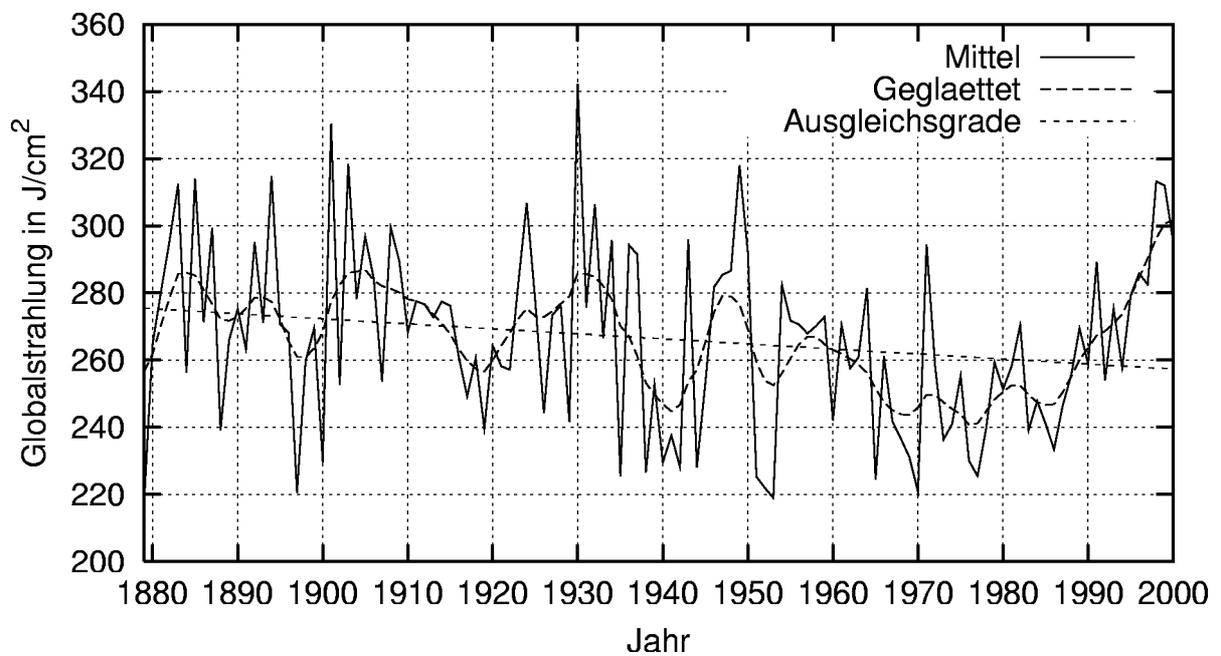


Abbildung 48: Januarmittel der Globalstrahlung Jena

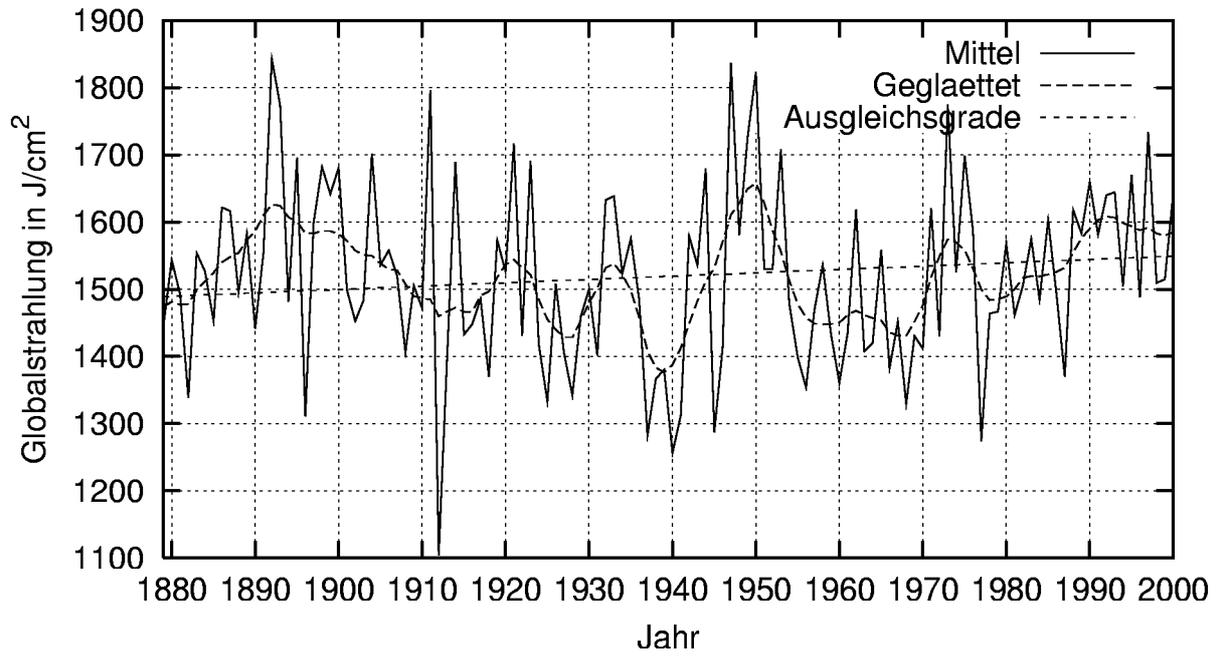


Abbildung 49: Augustmittel der Globalstrahlung Jena

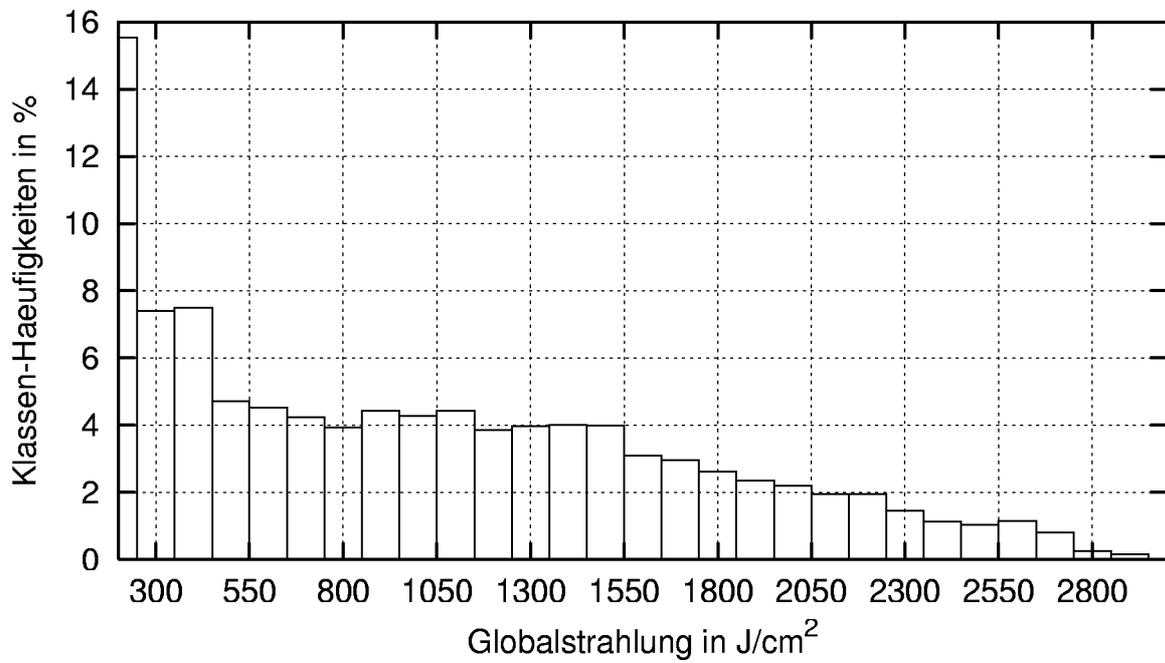


Abbildung 50: Relative Klassenhäufigkeiten der Globalstrahlung Jena

## 5 Schluß

Die Entwicklung des Jenaer Klimas zeichnet sich durch eine Zunahme der Temperaturen bis etwa 1940 aus, die sich dann bis 1960 nur noch wenig ändern, um im folgenden weiter anzusteigen. Zu der Stabilisierung der Temperaturen ab 1940 passen die Ergebnisse des Pettitt-Tests, die Trendbeginne der einzelnen Parameter für die Zeit zwischen 1934-1942 feststellen. Die Zunahme der Tagesminima der Lufttemperatur um insgesamt 2.28 °C ist außergewöhnlich hoch. Damit einher geht die Abnahme der Tagesamplituden der Lufttemperatur um 1.49 K. Die relative Luftfeuchte läßt deutlich um 5.85 % nach. Der Luftdruck nimmt nur geringfügig zu, während der Dampfdruck stark steigt.

Insgesamt ist die Jenaer Klimaentwicklung für die Änderung des europäischen Klimas im vergangenen Jahrhundert typisch (vgl. Schönwiese 1997).

## References

- Taubenheim, J. 1969: Statistische Auswertung Geophysikalischer und Meteorologischer Daten. Leipzig: Akademische Verlagsgesellschaft Geest & Portig.
- Salvisberg, E. 1996: Wetterlagenklimatologie - Möglichkeiten und Grenzen ihres Beitrags zur Klimawirkungsforschung im Alpenraum. Bern: Geographica Bernensia, **G51**.
- Krüger, R. 1977: Andauerstatistik der Monatsmitteltemperaturabweichungen für Mitteleuropa nach Baur. Berlin: Diplom-Arbeit an der Humboldt-Universität.
- Schönwiese, C.-D. 1992: Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler. Berlin: Gebr. Bornträger, 2. verbess. Auflage.
- Schönwiese, C.-D., Rapp, J. 1997: Climate Trend Atlas Europe. Based on observations 1891-1990. Dordrecht: Kluwer.
- Brázdil, R., Budíková, M., Auer, I., Böhm, R., Cegnar, T., Fasko, P., Lapin, M., Gajic-Capka, M., Zaninovic, K., Koleva, E., Niedzwiedz, T., Ustrnul, Z., Szalai, S., Weber, R.O. 1996: Trends of Maximum and Minimum Daily Temperatures in Central and Southeastern Europe. *Internat. J. Climatology*, **16**, 765-782.
- Mann, H.B. 1945: Non parametric test against trend. *Econometrica*, **13**, 245-259.
- Sneyers, R. 1975: Statistische Analyse von Beobachtungsreihen. Genf: *WMO, Techn. Note*, **143, OMM-Nr. 415**, 191-192.
- Tagebücher der meteorologischen Station Jena. Jena: Aufzeichnungen am astronomischen Observatorium der Universität Jena.
- Kluge, G. 2002: Persönliche Mitteilung von G. Kluge am 25. Februar 2002, Astrophysikalisches Institut der Universität Jena.
- Österle, H. 2002: Persönliche Mitteilung von H. Österle am PIK, Januar 2002.

PIK Report-Reference:

- No. 1 3. Deutsche Klimatagung, Potsdam 11.-14. April 1994  
Tagungsband der Vorträge und Poster (April 1994)
- No. 2 Extremer Nordsommer '92  
Meteorologische Ausprägung, Wirkungen auf naturnahe und vom Menschen beeinflusste Ökosysteme, gesellschaftliche Perzeption und situationsbezogene politisch-administrative bzw. individuelle Maßnahmen (Vol. 1 - Vol. 4)  
H.-J. Schellnhuber, W. Enke, M. Flechsig (Mai 1994)
- No. 3 Using Plant Functional Types in a Global Vegetation Model  
W. Cramer (September 1994)
- No. 4 Interannual variability of Central European climate parameters and their relation to the large-scale circulation  
P. C. Werner (Oktober 1994)
- No. 5 Coupling Global Models of Vegetation Structure and Ecosystem Processes - An Example from Arctic and Boreal Ecosystems  
M. Plöchl, W. Cramer (Oktober 1994)
- No. 6 The use of a European forest model in North America: A study of ecosystem response to climate gradients  
H. Bugmann, A. Solomon (Mai 1995)
- No. 7 A comparison of forest gap models: Model structure and behaviour  
H. Bugmann, Y. Xiaodong, M. T. Sykes, Ph. Martin, M. Lindner, P. V. Desanker, S. G. Cumming (Mai 1995)
- No. 8 Simulating forest dynamics in complex topography using gridded climatic data  
H. Bugmann, A. Fischlin (Mai 1995)
- No. 9 Application of two forest succession models at sites in Northeast Germany  
P. Lasch, M. Lindner (Juni 1995)
- No. 10 Application of a forest succession model to a continentality gradient through Central Europe  
M. Lindner, P. Lasch, W. Cramer (Juni 1995)
- No. 11 Possible Impacts of global warming on tundra and boreal forest ecosystems - Comparison of some biogeochemical models  
M. Plöchl, W. Cramer (Juni 1995)
- No. 12 Wirkung von Klimaveränderungen auf Waldökosysteme  
P. Lasch, M. Lindner (August 1995)
- No. 13 MOSES - Modellierung und Simulation ökologischer Systeme - Eine Sprachbeschreibung mit Anwendungsbeispielen  
V. Wenzel, M. Kücken, M. Flechsig (Dezember 1995)
- No. 14 TOYS - Materials to the Brandenburg biosphere model / GAIA  
Part 1 - Simple models of the "Climate + Biosphere" system  
Yu. Svirezhev (ed.), A. Block, W. v. Bloh, V. Brovkin, A. Ganopolski, V. Petoukhov, V. Razzhevaikin (Januar 1996)
- No. 15 Änderung von Hochwassercharakteristiken im Zusammenhang mit Klimaänderungen - Stand der Forschung  
A. Bronstert (April 1996)
- No. 16 Entwicklung eines Instruments zur Unterstützung der klimapolitischen Entscheidungsfindung  
M. Leimbach (Mai 1996)
- No. 17 Hochwasser in Deutschland unter Aspekten globaler Veränderungen - Bericht über das DFG-Rundgespräch am 9. Oktober 1995 in Potsdam  
A. Bronstert (ed.) (Juni 1996)
- No. 18 Integrated modelling of hydrology and water quality in mesoscale watersheds  
V. Krysanova, D.-I. Müller-Wohlfeil, A. Becker (Juli 1996)
- No. 19 Identification of vulnerable subregions in the Elbe drainage basin under global change impact  
V. Krysanova, D.-I. Müller-Wohlfeil, W. Cramer, A. Becker (Juli 1996)
- No. 20 Simulation of soil moisture patterns using a topography-based model at different scales  
D.-I. Müller-Wohlfeil, W. Lahmer, W. Cramer, V. Krysanova (Juli 1996)
- No. 21 International relations and global climate change  
D. Sprinz, U. Luterbacher (1st ed. July, 2nd ed. December 1996)
- No. 22 Modelling the possible impact of climate change on broad-scale vegetation structure - examples from Northern Europe  
W. Cramer (August 1996)

- No. 23 A methode to estimate the statistical security for cluster separation  
F.-W. Gerstengarbe, P.C. Werner (Oktober 1996)
- No. 24 Improving the behaviour of forest gap models along drought gradients  
H. Bugmann, W. Cramer (Januar 1997)
- No. 25 The development of climate scenarios  
P.C. Werner, F.-W. Gerstengarbe (Januar 1997)
- No. 26 On the Influence of Southern Hemisphere Winds on North Atlantic Deep Water Flow  
S. Rahmstorf, M. H. England (Januar 1977)
- No. 27 Integrated systems analysis at PIK: A brief epistemology  
A. Bronstert, V. Brovkin, M. Krol, M. Lüdeke, G. Petschel-Held, Yu. Svirezhev, V. Wenzel (März 1997)
- No. 28 Implementing carbon mitigation measures in the forestry sector - A review  
M. Lindner (Mai 1997)
- No. 29 Implementation of a Parallel Version of a Regional Climate Model  
M. Kücken, U. Schättler (Oktober 1997)
- No. 30 Comparing global models of terrestrial net primary productivity (NPP): Overview and key results  
W. Cramer, D. W. Kicklighter, A. Bondeau, B. Moore III, G. Churkina, A. Ruimy, A. Schloss, participants of "Potsdam '95" (Oktober 1997)
- No. 31 Comparing global models of terrestrial net primary productivity (NPP): Analysis of the seasonal behaviour of NPP, LAI, FPAR along climatic gradients across ecotones  
A. Bondeau, J. Kaduk, D. W. Kicklighter, participants of "Potsdam '95" (Oktober 1997)
- No. 32 Evaluation of the physiologically-based forest growth model FORSANA  
R. Grote, M. Erhard, F. Suckow (November 1997)
- No. 33 Modelling the Global Carbon Cycle for the Past and Future Evolution of the Earth System  
S. Franck, K. Kossacki, Ch. Bounama (Dezember 1997)
- No. 34 Simulation of the global bio-geophysical interactions during the Last Glacial Maximum  
C. Kubatzki, M. Claussen (Januar 1998)
- No. 35 CLIMBER-2: A climate system model of intermediate complexity. Part I: Model description and performance for present climate  
V. Petoukhov, A. Ganopolski, V. Brovkin, M. Claussen, A. Eliseev, C. Kubatzki, S. Rahmstorf (Februar 1998)
- No. 36 Geocybernetics: Controlling a rather complex dynamical system under uncertainty  
H.-J. Schellnhuber, J. Kropp (Februar 1998)
- No. 37 Untersuchung der Auswirkungen erhöhter atmosphärischer CO<sub>2</sub>-Konzentrationen auf Weizenbestände des Free-Air Carbondioxid Enrichment (FACE) - Experimentes Maricopa (USA)  
Th. Kartschall, S. Grossman, P. Michaelis, F. Wechsung, J. Gräfe, K. Waloszczyk, G. Wechsung, E. Blum, M. Blum (Februar 1998)
- No. 38 Die Berücksichtigung natürlicher Störungen in der Vegetationsdynamik verschiedener Klimagebiete  
K. Thonicke (Februar 1998)
- No. 39 Decadal Variability of the Thermohaline Ocean Circulation  
S. Rahmstorf (März 1998)
- No. 40 SANA-Project results and PIK contributions  
K. Bellmann, M. Erhard, M. Flechsig, R. Grote, F. Suckow (März 1998)
- No. 41 Umwelt und Sicherheit: Die Rolle von Umweltschwellenwerten in der empirisch-quantitativen Modellierung  
D. F. Sprinz (März 1998)
- No. 42 Reversing Course: Germany's Response to the Challenge of Transboundary Air Pollution  
D. F. Sprinz, A. Wahl (März 1998)
- No. 43 Modellierung des Wasser- und Stofftransportes in großen Einzugsgebieten. Zusammenstellung der Beiträge des Workshops am 15. Dezember 1997 in Potsdam  
A. Bronstert, V. Krysanova, A. Schröder, A. Becker, H.-R. Bork (eds.) (April 1998)
- No. 44 Capabilities and Limitations of Physically Based Hydrological Modelling on the Hillslope Scale  
A. Bronstert (April 1998)
- No. 45 Sensitivity Analysis of a Forest Gap Model Concerning Current and Future Climate Variability  
P. Lasch, F. Suckow, G. Bürger, M. Lindner (Juli 1998)

- No. 46 Wirkung von Klimaveränderungen in mitteleuropäischen Wirtschaftswäldern  
M. Lindner (Juli 1998)
- No. 47 SPRINT-S: A Parallelization Tool for Experiments with Simulation Models  
M. Flechsig (Juli 1998)
- No. 48 The Odra/Oder Flood in Summer 1997: Proceedings of the European Expert Meeting in  
Potsdam, 18 May 1998  
A. Bronstert, A. Ghazi, J. Hladny, Z. Kundzewicz, L. Menzel (eds.) (September 1998)
- No. 49 Struktur, Aufbau und statistische Programmbibliothek der meteorologischen Datenbank am  
Potsdam-Institut für Klimafolgenforschung  
H. Österle, J. Glauer, M. Denhard (Januar 1999)
- No. 50 The complete non-hierarchical cluster analysis  
F.-W. Gerstengarbe, P. C. Werner (Januar 1999)
- No. 51 Struktur der Amplitudengleichung des Klimas  
A. Hauschild (April 1999)
- No. 52 Measuring the Effectiveness of International Environmental Regimes  
C. Helm, D. F. Sprinz (Mai 1999)
- No. 53 Untersuchung der Auswirkungen erhöhter atmosphärischer CO<sub>2</sub>-Konzentrationen innerhalb des  
Free-Air Carbon Dioxide Enrichment-Experimentes: Ableitung allgemeiner Modelllösungen  
Th. Kartschall, J. Gräfe, P. Michaelis, K. Waloszczyk, S. Grossman-Clarke (Juni 1999)
- No. 54 Flächenhafte Modellierung der Evapotranspiration mit TRAIN  
L. Menzel (August 1999)
- No. 55 Dry atmosphere asymptotics  
N. Botta, R. Klein, A. Almgren (September 1999)
- No. 56 Wachstum von Kiefern-Ökosystemen in Abhängigkeit von Klima und Stoffeintrag - Eine  
regionale Fallstudie auf Landschaftsebene  
M. Erhard (Dezember 1999)
- No. 57 Response of a River Catchment to Climatic Change: Application of Expanded Downscaling to  
Northern Germany  
D.-I. Müller-Wohlfeil, G. Bürger, W. Lahmer (Januar 2000)
- No. 58 Der "Index of Sustainable Economic Welfare" und die Neuen Bundesländer in der  
Übergangsphase  
V. Wenzel, N. Herrmann (Februar 2000)
- No. 59 Weather Impacts on Natural, Social and Economic Systems (WISE, ENV4-CT97-0448)  
German report  
M. Flechsig, K. Gerlinger, N. Herrmann, R. J. T. Klein, M. Schneider, H. Sterr, H.-J. Schellnhuber  
(Mai 2000)
- No. 60 The Need for De-Aliasing in a Chebyshev Pseudo-Spectral Method  
M. Uhlmann (Juni 2000)
- No. 61 National and Regional Climate Change Impact Assessments in the Forestry Sector  
- Workshop Summary and Abstracts of Oral and Poster Presentations  
M. Lindner (ed.) (Juli 2000)
- No. 62 Bewertung ausgewählter Waldfunktionen unter Klimaänderung in Brandenburg  
A. Wenzel (August 2000)
- No. 63 Eine Methode zur Validierung von Klimamodellen für die Klimawirkungsforschung hinsichtlich  
der Wiedergabe extremer Ereignisse  
U. Böhm (September 2000)
- No. 64 Die Wirkung von erhöhten atmosphärischen CO<sub>2</sub>-Konzentrationen auf die Transpiration eines  
Weizenbestandes unter Berücksichtigung von Wasser- und Stickstofflimitierung  
S. Grossman-Clarke (September 2000)
- No. 65 European Conference on Advances in Flood Research, Proceedings, (Vol. 1 - Vol. 2)  
A. Bronstert, Ch. Bismuth, L. Menzel (eds.) (November 2000)
- No. 66 The Rising Tide of Green Unilateralism in World Trade Law - Options for Reconciling the  
Emerging North-South Conflict  
F. Biermann (Dezember 2000)
- No. 67 Coupling Distributed Fortran Applications Using C++ Wrappers and the CORBA Sequence  
Type  
Th. Slawig (Dezember 2000)
- No. 68 A Parallel Algorithm for the Discrete Orthogonal Wavelet Transform  
M. Uhlmann (Dezember 2000)

- No. 69 SWIM (Soil and Water Integrated Model), User Manual  
V. Krysanova, F. Wechsung, J. Arnold, R. Srinivasan, J. Williams (Dezember 2000)
- No. 70 Stakeholder Successes in Global Environmental Management, Report of Workshop,  
Potsdam, 8 December 2000  
M. Welp (ed.) (April 2001)
- No. 71 GIS-gestützte Analyse globaler Muster anthropogener Waldschädigung - Eine sektorale  
Anwendung des Syndromkonzepts  
M. Cassel-Gintz (Juni 2001)
- No. 72 Wavelets Based on Legendre Polynomials  
J. Fröhlich, M. Uhlmann (Juli 2001)
- No. 73 Der Einfluß der Landnutzung auf Verdunstung und Grundwasserneubildung - Modellierungen  
und Folgerungen für das Einzugsgebiet des Glan  
D. Reichert (Juli 2001)
- No. 74 Weltumweltpolitik - Global Change als Herausforderung für die deutsche Politikwissenschaft  
F. Biermann, K. Dingwerth (Dezember 2001)
- No. 75 Angewandte Statistik - PIK-Weiterbildungsseminar 2000/2001  
F.-W. Gerstengarbe (Hrsg.) (März 2002)
- No. 76 Zur Klimatologie der Station Jena  
B. Orłowsky (September 2002)