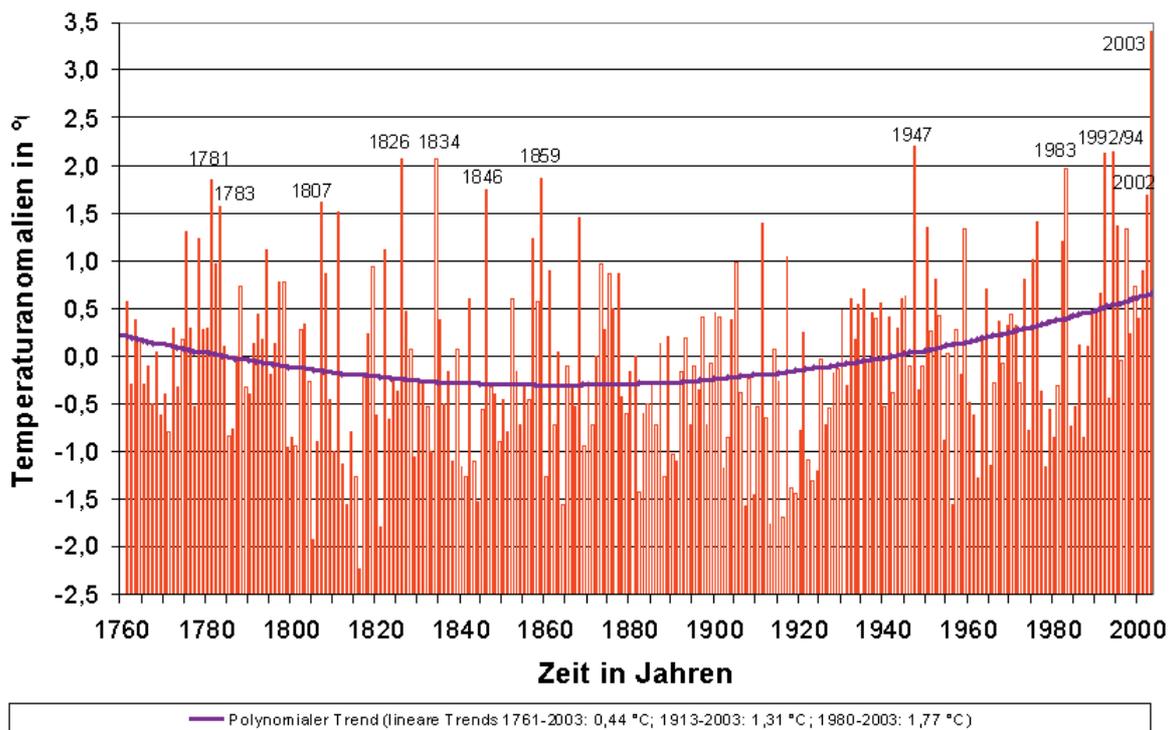


## Statistisch-klimatologische Analyse des Hitzesommers 2003 in Deutschland

C.-D. Schönwiese, T. Staeger, S. Trömel, M. Jonas

### Langzeitbetrachtungen der Temperatur-Flächenmittelwerte

Im Jahr 2003 hat Deutschland einen ganz ungewöhnlichen Rekordsommer erlebt. Niemals seit 1761, dem Beginn der Flächenmittel-Abschätzungen der monatlichen bodennahen Lufttemperatur (Quelle: Rapp, 2000; ab 1999 aktualisiert durch die Rasterdaten des DWD, vgl. Beitrag Müller-Westermeier in diesem Band) wurde ein so hoher Sommeranomaliewert (Mittel der Werte für Juni, Juli und August) festgestellt: 3,4 °C über dem CLINO-Referenzwert 1961-1990 (entsprechend einer Sommertemperatur von 19,6 °C). Dies illustriert Abb. 1, wo bei einigen Hitze-Extrema auch die Jahreszahlen vermerkt sind: 2003 (+3.4 K, bisheriges Maximum), 1947 (+2.2 K, Maximum vor 2003), 1994 und 1992 (+2.1 K) und so weiter. Der bisher kälteste Sommer ist übrigens 1816 eingetreten, ein Jahr nach dem Vulkanausbruch des Tambora (in der Literatur als „Jahr ohne Sommer“ bekannt; siehe z.B. Schönwiese, 2003). In jener Zeit bestand langfristig ein Abkühlungstrend, der jedoch seit ungefähr 1880 in einen Erwärmungstrend übergegangen ist (vgl. erneut Abb. 1)



**Abb. 1** Sommeranomalien (Mittel Juni, Juli und August, Abweichungen vom Mittelwert 1961-1990) 1761-2003 der bodennahen Deutschland-Lufttemperatur (Flächenmittel), Säulen, mit Jahresangaben für einige extrem warme Sommer und polynomialer Komponente, lila Kurve, die zunächst einen Abkühlungstrend und ab ca. 1880 einen Erwärmungstrend anzeigt.

Es ist daher zunächst von Interesse, sich die Trends der letzten rund 100 Jahre näher anzusehen, um abzuschätzen, ob es eine systematische Tendenz zu immer wärmeren Sommern gibt (siehe dazu auch Schönwiese et al., 2003). Dabei stellt sich nicht nur heraus, vgl. Tab. 1, dass der Sommertrend vom Monat August dominiert wird, sondern auch, dass beim Vergleich einiger 30-Jahre-Intervalle die maximalen Trendwerte im jüngsten Zeitintervall (1974-2003) erreicht wurden (Sommer + 1,8 °C, Juni 1,5 °C, Juli ebenfalls 1,5 °C und August, dominierend, 2,4 °C). Aufgrund der relativ starken überlagerten Fluktuationen sind die zugehörigen Signifikanzwerte jedoch meist relativ klein (vgl. wiederum Tab. 1; Signifikanz ermittelt aus den Trend-/Rauschverhältnissen, mit der Standardabweichung als Schätzwert für das Rauschen, und z-Tests; statistische Methodik vgl. Schönwiese, 2000).

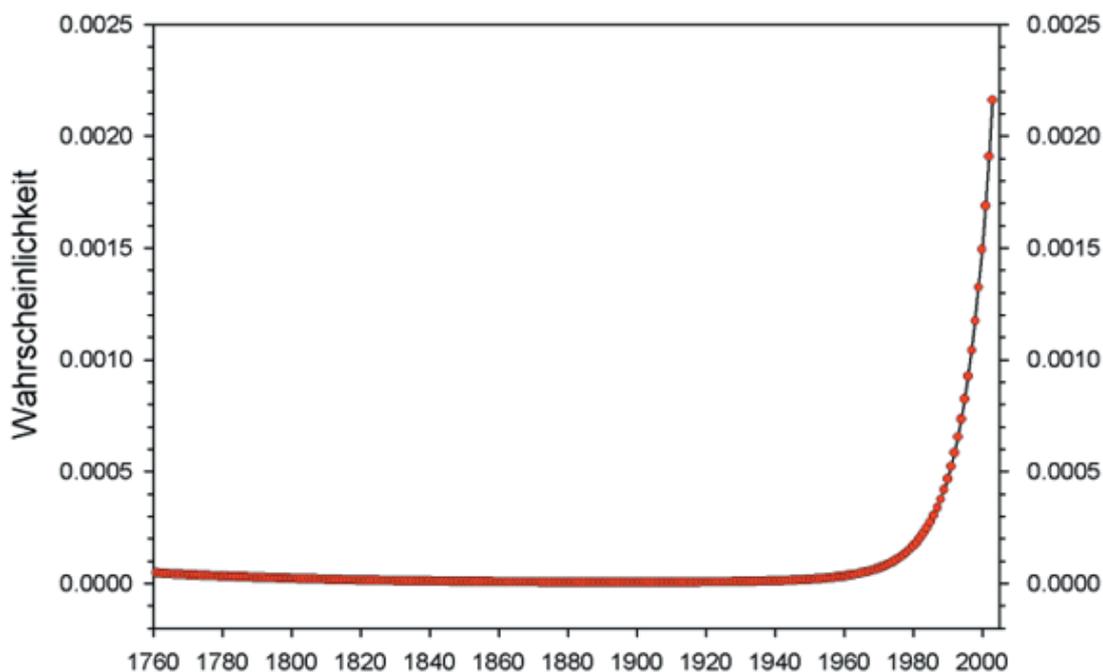
**Tab. 1** Lineare Trends in °C and zugehörige Signifikanzschwellen der Deutschland-Temperatur, Sommer- bzw. Juni, Juli- und Augustwerte, für die angegebenen Zeitintervalle.

Jahreszeit/Monat	Zeitintervall	Trend	Signifikanzniveau
Sommer	1901 - 2000	1.01	> 90 %
	1961 - 1990	0.38	-
	1971 - 2000	0.93	> 80 %
	1974 - 2003	1.82	> 95 %
Juni	1901 - 2000	0.57	-
	1961 - 1990	- 0.89	-
	1971 - 2000	0.85	-
	1974 - 2003	1.49	> 80 %
Juli	1901 - 2000	0.79	-
	1961 - 1990	0.87	-
	1971 - 2000	0.69	-
	1974 - 2003	1.49	> 80 %
August	1901 - 2000	1.68	> 90 %
	1961 - 1990	2.51	> 99 %
	1971 - 2000	0.12	-
	1974 - 2003	2.44	> 95 %

Eine Analyse der Häufigkeitsverteilung der Sommerdaten zeigt, dass die Annahme einer Gauß'schen Normalverteilung gerechtfertigt ist (keine Ablehnung dieser Hypothese bei Anwendung eines  $\chi^2$ - sowie Kolmogoroff-Smirnoff-Tests auf allen Signifikanzschwellen 80 ... 99.9 %, obwohl die Weibull-Verteilung eine noch bessere Anpassung liefert). Daher ist die Anwendung von z-Tests wie oben erwähnt akzeptabel. Unter diesen Gauß'schen Annahmen (und Unterstellung eines stationären Prozesses) kann nach der Wahrscheinlichkeit gefragt werden, dass eine Sommeranomalie von + 3,4 °C, wie im Sommer 2003 beobachtet, auftritt. Die Antwort lautet:  $p = 0.7 \cdot 10^{-6}$ , d.h. nahezu unmögliches Ereignis.

Jedoch können sich im Rahmen eines Klimawandels, insbesondere infolge eines Erwärmungstrends, solche Wahrscheinlichkeiten auch ändern (nicht-stationärer Prozess). Folglich haben wir, auf der Grundlage einer neuen verallgemeinerten Methode der Zeitreihenzerlegung, die u.a. auch zeitabhängige Wahrscheinlichkeitsabschätzungen erlaubt (Trömel and Schönwiese, 2003; siehe auch Grieser et al., 2002), diese Technik auf die Deutschland-Sommertemperaturreihe angewandt und dabei nicht

nur die Frage gestellt, mit welcher Wahrscheinlichkeit bei den Sommertemperaturen Deutschlands eine Anomalie von  $\geq 3,4\text{ °C}$  statistisch erwartet werden kann, sondern auch, wie sich diese Wahrscheinlichkeit möglicherweise verändert hat. Die Antwort darauf gibt Abb. 2: Beginnend mit einer Wahrscheinlichkeit von  $p < 0,0001$  (entsprechend einem Ereignis, das seltener als einmal pro 10 000 Jahre statistisch zu erwarten ist), hat sich diese Wahrscheinlichkeit aufgrund eines progressiven Erwärmungstrends (siehe erneut Abb. 1) auf näherungsweise  $p = 0,0022$  (d.h. 455-Jahre-Ereignis) erhöht. Dies bedeutet, dass die Eintrittswahrscheinlichkeit derartig heißer Sommer in Deutschland dramatisch angestiegen ist (nämlich um mehr als den Faktor 20), trotzdem aber (noch?) als ein sehr extremes Ereignis zu bewerten ist.



**Abb. 2** Zeitliche Entwicklung der Wahrscheinlichkeit dafür, dass eine Sommeranomalie von  $\geq 3,4\text{ °C}$  auftritt (bei Annahme einer Gaußschen Normalverteilung der zugrundeliegenden Daten). Diese Wahrscheinlichkeit ist in den letzten beiden Jahrzehnten enorm angestiegen, stellt am Ende mit  $p = 0,022$  jedoch noch immer ein sehr extremes Ereignis dar (Jährlichkeit rund 455 Jahre).

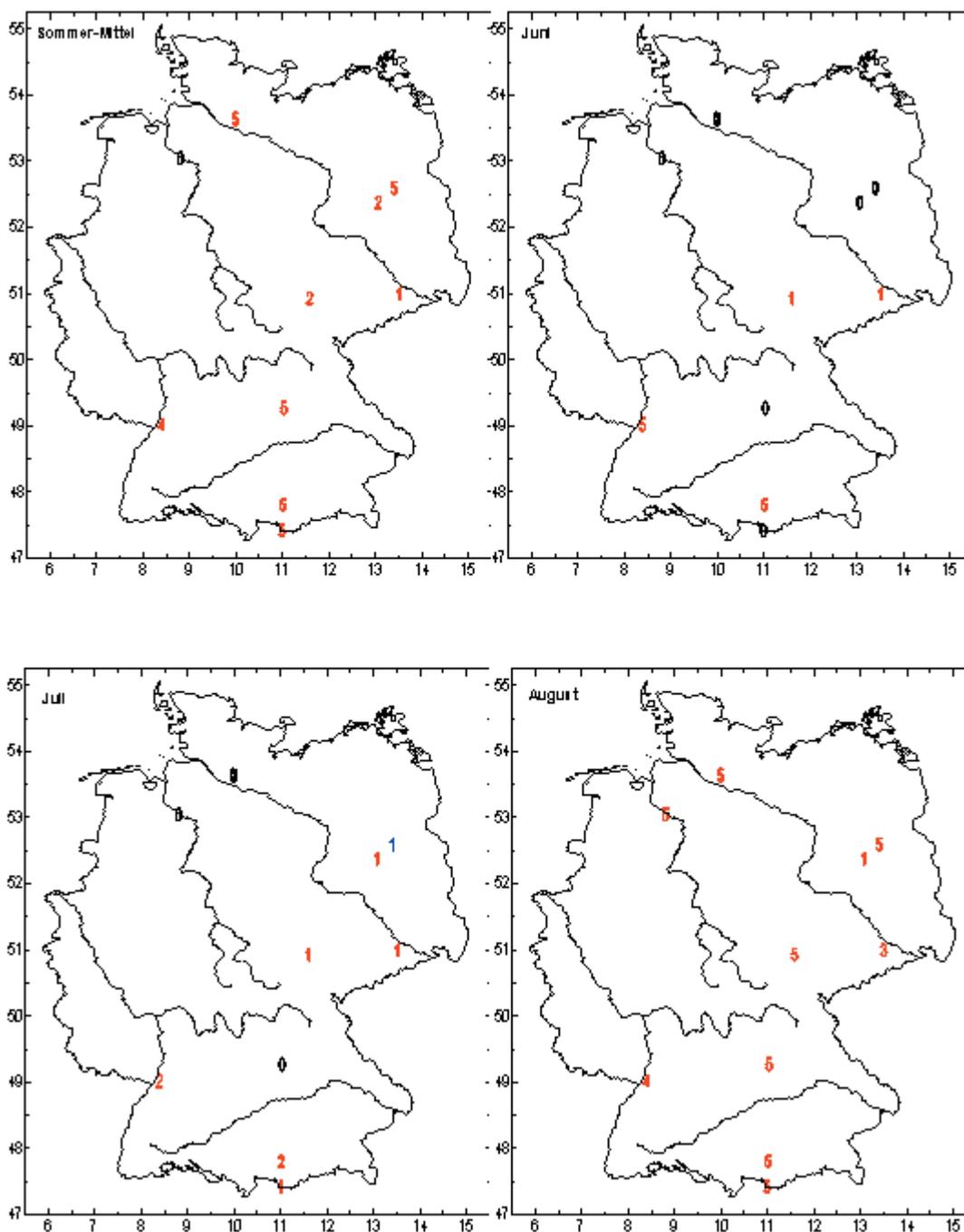
### Stationsbezogene Analysen

Anhand der in Tab. 2 aufgelisteten Stationen und Temperaturdaten wird nun die räumliche Struktur des Hitzesommers 2003 detaillierter betrachtet.

**Tab. 2** Untersuchte Stationen und betrachtete Temperaturparameter für den Zeitraum 1901 bis 2003 (jeweils Monate Juni, Juli und August). Mit \* gekennzeichnete Datensätze standen zur Verfügung.

Station	Monatsmittel	Maxima (Monatsmittel)	Minima (Monatsmittel)	Tagesmittel	Tagesmax.	Tagesmin.
Berlin-Dahlem	•	-	-	-	-	-
Bremen	•	•	•	•	•	•
Dresden-Klotzsche	•	-	-	-	-	-
Hamburg-Fuhlsbüttel	•	•	•	•	•	•
Hohenpeissenberg	•	•	•	•	•	•
Jena-Sternwarte	•	-	-	-	-	-
Karlsruhe	•	•	•	•	•	•
Nürnberg	•	-	-	-	-	-
Potsdam	•	•	•	•	•	•
Zugspitze	•	•	•	•	•	•

Zunächst wurden die Monatsdaten auf der Grundlage der verallgemeinerten Methode der Zeitreihenzerlegung analysiert (Trömel und Schönwiese, 2003; siehe auch Grieser et al., 2002), die bereits bei den Flächenmittel-Sommertemperaturen Deutschlands zur Anwendung kam (vgl. oben). Hierbei werden zeitabhängige Parameter einer beliebigen zugrunde liegenden Verteilung (hier Gauß'sche Normalverteilung) angepasst. Die zeitlichen Strukturen beinhalten nichtlineare Trends für Mittelwert und Standardabweichung sowie zusätzlich für den Mittelwert polynomiale (niederfrequente) Komponenten, jeweils bis zur fünften Ordnung. Je höher die Trendordnung, desto progressiver ist das Änderungsverhalten des betrachteten Parameters.

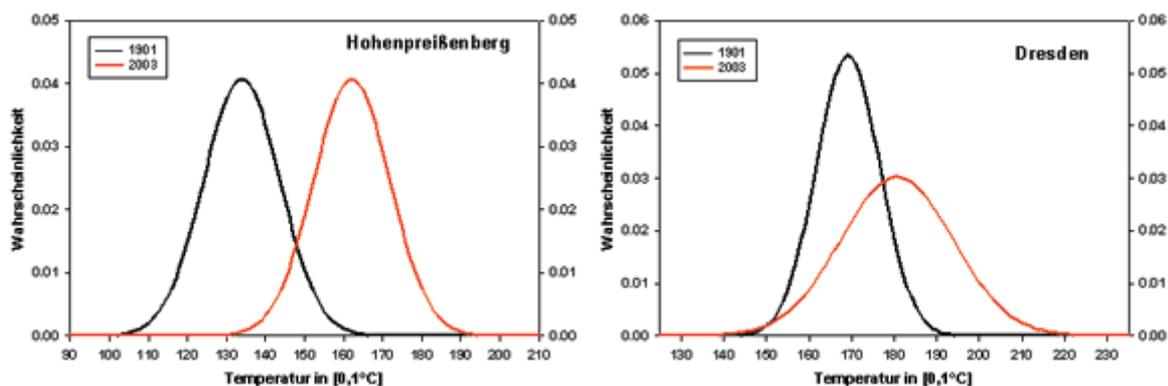


**Abb. 3** Trendordnung des Mittelwertes der zeitabhängigen Verteilungen für die Sommermittel, sowie für die Juni-, Juli- und Augustmittel der Temperatur 1901 – 2003 an zehn deutschen Stationen (vgl. Tab. 2). Rote Zahlen bedeuten positive, blaue negative Trends.

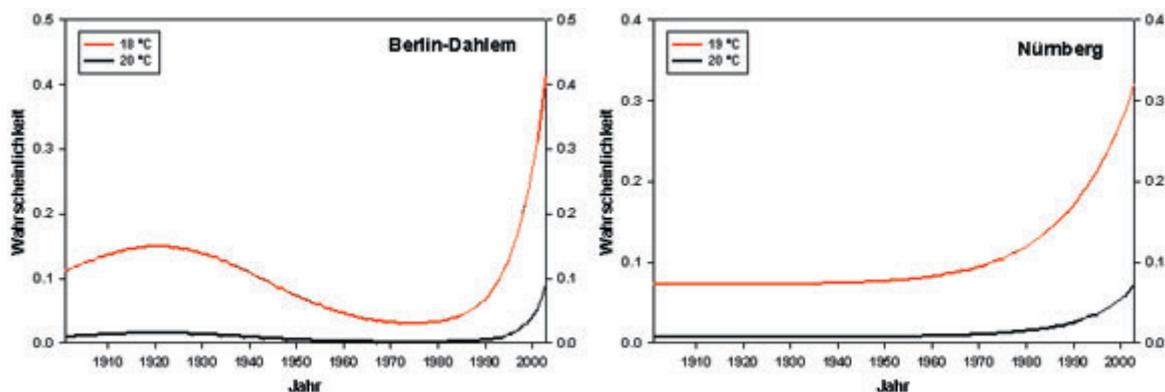
In Abb. 3 sind die Trendordnungen der Mittelwerte an den betrachteten zehn Stationen verzeichnet. Beim Sommermittel (oben links in Abb. 3) findet man fast nur positive Trends (Ausnahme Hamburg: kein Trend), deren Ordnung meistens sehr hoch ist. Dies bedeutet, dass die Trendverstärkung erst recht spät, dann aber deutlich einsetzt. Bei Betrachtung der Einzelmonate zeigt sich, dass vor allem im August (unten rechts in Abb. 3) ausgeprägt progressive Trends in den Mittelwerten an fast allen Stationen vorliegen. Trends in den Standardabweichungen treten fast nicht auf und sind daher hier nicht gezeigt.

Anhand dieser zeitabhängigen Parameter können nun für jedes Jahr zugehörige Verteilungen bestimmt und deren Veränderung im Laufe der Zeit betrachtet werden. In Abb. 4 sind hierfür zwei Beispiele zu sehen.

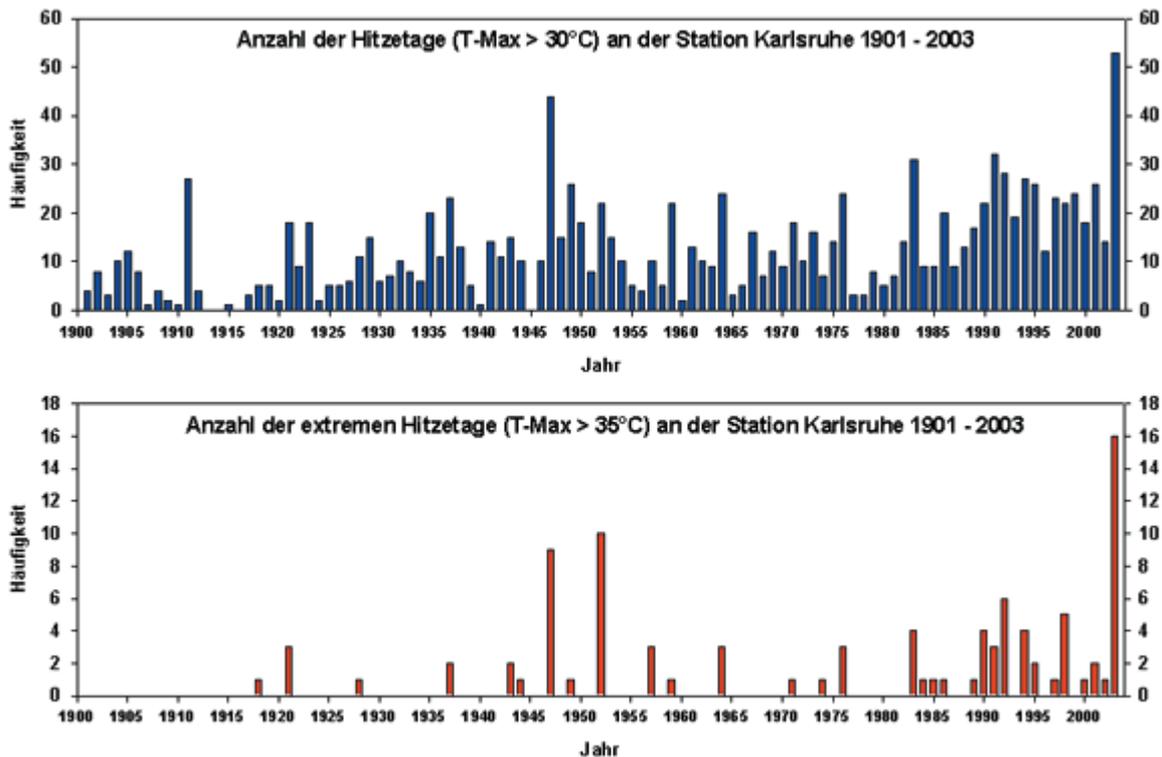
Die Station Hohenpeißenberg (Abb. 4, links) ist repräsentativ für fast alle untersuchten Stationen und Zeiträume: Die Verteilung verschiebt sich im Laufe der Zeit „formtreu“ hin zu höheren Temperaturen, in diesem Beispiel um  $2,8^{\circ}\text{C}$  von  $13,4^{\circ}\text{C}$  auf  $16,2^{\circ}\text{C}$  im untersuchten Zeitraum. Dies erscheint, verglichen mit der mittleren Erhöhung der Jahresmitteltemperatur in Deutschland um etwa  $0,9^{\circ}\text{C}$  (Staeger, 2003), recht viel, jedoch beeinflusst der extreme Sommer 2003 die Anpassung des Trends sehr stark, da bei einer Minimierung des mittleren quadratischen Abstandes bei der Regression große Abweichungen vom Mittel naturgemäß besonders stark ins Gewicht fallen. An der Station Dresden (rechts in Abb. 4) hat sich zusätzlich zum Mittelwert auch die Standardabweichung im Laufe der Zeit erhöht, was an der zusätzlichen Verbreiterung der Verteilung deutlich wird. Dies ist jedoch, wie schon erwähnt, eher die Ausnahme.



**Abb. 4** Angepasste Verteilungen der Sommermitteltemperaturen an zwei ausgewählten Stationen, jeweils für die Jahre 1901 und 2003.



**Abb. 5** Zeitabhängige Überschreitungswahrscheinlichkeiten für gewählte Schwellen der Sommermitteltemperatur an zwei ausgewählten Stationen.



**Abb. 6** Jährliche Häufigkeiten von Hitzetagen (Tagesmaximum der Temperatur über 30°C, oben) und „extremen Hitzetagen“ (Tagesmaximum > 35°C) an der Station Karlsruhe 1901 - 2003.

Aus der Kenntnis der zeitabhängigen Verteilungen lassen sich nun wiederum zeitabhängige Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeiten für beliebige Schwellen ableiten. Dies ist in Abb. 5 anhand von zwei Beispielen verdeutlicht. Hier findet man, entsprechend dem überwiegend positiven Trend der Mittelwerte, fast ausschließlich ansteigende Überschreitungswahrscheinlichkeiten. Beispielsweise hat sich in Berlin-Dahlem (Abb. 5, links) die Wahrscheinlichkeit für das Überschreiten einer Sommermitteltemperatur 18 °C von etwa 0,11 (entspricht einem 9-jährigen Ereignis) auf über 0,4 (2,5-jähriges Ereignis) im Jahr 2003 erhöht. Interessanterweise ist diese Wahrscheinlichkeit zwischenzeitlich gesunken, dann jedoch innerhalb der letzten etwa 20 Jahre sehr stark angestiegen. Ähnliches findet man bei fast allen untersuchten Zeitreihen: ein auffällig starker Anstieg der Überschreitungswahrscheinlichkeiten oberer Schwellen innerhalb der letzten Dekaden. Dies gilt auch und in besonderem Maße für die untersuchten Monats- und Sommermittel der täglichen Maximumtemperaturen und etwas schwächer ausgeprägt bei den entsprechenden Minimumtemperaturen (hier nicht gezeigt).

### Analyse von Tagesdaten

Diese sehr deutlichen Signale sind auch in den Tageswerten der Temperaturmittel sowie den Tagesmaxima und -minima sichtbar. Betrachtet man z.B. die Häufigkeiten der Hitzetage pro Jahr, oder allgemeiner der Tage, die eine beliebige hohe obere Schwelle überschreiten, so findet man hierfür fast ausschließlich signifikante positive Trends, was in Abb. 6 am Beispiel der Station Karlsruhe schon mit bloßem Auge sichtbar wird. In Abb. 6 zeigt sich auch, wie extrem der Hitzesommer 2003 in Karlsruhe war: Mit 53 Hitzetagen liegt das Jahr 2003 deutlich vor dem nachfolgenden Jahr 1947 mit immer-

hin 44 Hitzetagen (Abb. 6 oben). Bei der Betrachtung der Tage mit einer Maximumtemperatur über 35°C zeigt sich ein noch deutlicheres Bild (Abb. 6 unten): „Spitzenreiter“ 2003 liegt mit 16 Tagen deutlich vor 1952 (10 Tage) und 1947 (9 Tage). Beeindruckend ist auch die Tatsache, dass vor dem Hitzesommer 1947 im gesamten 20. Jahrhundert nur an 10 Tagen eine Maximumtemperatur von über 35°C in Karlsruhe gemessen wurde.

Die Trends in den Häufigkeiten der heißen Tage an den untersuchten Stationen wurden mit Hilfe des verteilungsfreien Mann-Kendall-Test auf ihre Signifikanz geprüft. Die Ergebnisse sind in Tab. 3 zusammengefasst.

**Tab. 3** Prozentuale Signifikanzen (Sig.) der Trends in den jährlichen Häufigkeiten von Tagesmaxima (T-Max), Tagesmittel (T-Mittel) und Tagesminima (T-Min) der Überschreitung bestimmter Temperaturschwellen (Ts in [°C]) an 6 untersuchten Stationen. Schwarz: signifikant positive Trends; blau: signifikant negative Trends, -: unsignifikant.

Bremen		Hamburg		Hohenpei.		Karlsruhe		Potsdam		Zugspitze	
<b>T-Max</b>											
<b>Ts</b>	<b>Sig</b>	<b>Ts</b>	<b>Sig</b>	<b>Ts</b>	<b>Sig</b>	<b>Ts</b>	<b>Sig</b>	<b>Ts</b>	<b>Sig</b>	<b>Ts</b>	<b>Sig</b>
28	99	28	99	25	99	32	99.9	30	95	11	99.9
29	95	29	99	26	99	33	99.9	31	90	12	99.9
30	95	30	95	27	95	34	99.9	32	95	13	99.9
31	95	31	95	28	80	35	99.9	33	95	14	99.9
<b>T-Mittel</b>											
21	-	21	99	20	99	24	99.9	22	95	6	99.9
22	80	22	99	21	99	25	99.9	23	95	7	99.9
23	-	23	99	22	99	26	99.9	24	95	8	99.9
24	-	24	95	23	99	27	99	25	99	9	99.9
<b>T-Min</b>											
15	-	15	95	16	99.9	17	99.9	15	99.9	4	99.9
16	-	16	80	17	99.9	18	99.9	16	99.9	5	99.9
17	-	17	80	18	99	19	99	17	99.9	6	99
18	-	18	80	19	99	20	99	18	99.9	7	99.9

Der Tab. 6 entnimmt man, dass in fast allen untersuchten Fällen hochsignifikante positive Trends vorliegen. Ausnahmen bilden die Station Bremen, an der für die Temperaturmittel und Minima fast keine signifikanten Trends gefunden werden, und die Station Hamburg, an der die Häufigkeiten der hohen Minima signifikant abgenommen haben. Auffällig hohe Signifikanzen (weitgehend über 99,9%) finden sich an den Stationen Karlsruhe und Zugspitze.

Anhand der Tageswerte lassen sich auch Hitzewellen etwas näher betrachten. Sie sind hier als Zeitintervalle von mehr als 3 Tagen definiert, in denen die Tagesmaxima über einer (bezogen auf das stationsabhängige Temperaturniveau) hohen oberen Schwelle liegen.

In Tab. 4 sind die längsten Hitzewellen (bezogen auf vorgegebene obere Schwellen des Tagesmaximums der Temperatur) für den Zeitraum 1901 bis 2002 im Vergleich mit Hitzewellen im Jahr 2003 zusammengestellt. Man sieht, dass der Hitzesommer 2003 an den untersuchten Stationen einen unterschiedlichen Stellenwert einnimmt.

So ist die Hitzewelle, die in Karlsruhe am 14.8.2003 zu Ende ging, mit 12 aufeinander folgenden Tagen eines Maximums über 35°C die mit Abstand längste seit 1901. Dagegen erlebte die Station Potsdam 2003 keine extreme Hitzewelle. Interessant ist auch der Verlauf an der Station Zugspitze, an der im Sommer 2003 an 13 aufeinander folgenden Tagen ein Maximum über 12°C verzeichnet wurde, was zwischen 1901 und 2002 erst 7 Tage in Folge der Fall war. Jedoch gab es in diesem Referenz-Zeitraum auf der Zugspitze bereits Hitzewellen auf höherem Temperaturniveau (s. Tab. 4 unten). Die betrachteten 6 Stationen erlauben noch nicht, die räumliche Verteilung des Hitzesommers 2003 hinreichend genau zu beschreiben; jedoch deuten die hier gezeigten Ergebnisse darauf hin, dass vor allem Süddeutschland stärker betroffen war.

**Tab. 4** Hitzewellen in Deutschland 1901 – 2002 im Vergleich zu Hitzewellen im Jahr 2003. Aufgelistet sind die längsten Perioden in Tagen, in denen das Tagesmaximum der Temperatur über einer vorgegeben Schwelle lag.

Schwelle [°C]	Dauer in Tagen	Ende (Datum)	Dauer (2003)	Ende (2003)
<b>Bremen</b>				
34	5	11.8.1975	-	-
33	5	11.8.1975	-	-
32	9	12.8.1975	4	10.8.
<b>Hamburg</b>				
32	7	13.7.1941	3	9.8.
31	7	13.7.1941	6	12.8.
30	7	13.7.1941 28.7.1994	6	12.8.
<b>Hohenpeißenberg</b>				
30	4	7.7.1957	-	-
29	4	7.7.1957	4	11.8.
28	4	21.8.1943 7.7.1957	6	13.8.
<b>Karlsruhe</b>				
35	7	6.7.1952	12	14.8.
34	9	8.7.1952	12	14.8.
33	9	8.7.1952 5.7.1976	13	14.8.
<b>Potsdam</b>				
35	3	3.8.1943 1.8.1994	-	-
34	3	5.7.1923 3.8.1943 11.7.1959 1.8.1994	-	-
33	4	12.8.1975	-	-
<b>Zugspitze</b>				
14	4	5.7.1952 7.7.1957	-	-
13	6	6.7.1952 12.8.1998	4	5.8.
12	7	8.7.1957	13	14.8.

### *Zeitlich gleitende Analysen*

Schließlich wurden die Monatsmitteltemperaturen 1901-2003 der Sommermonate (Juni, Juli, August) und des Sommers an 10 Stationen zeitlich gleitend untersucht, weiterhin die Maximum- und Minimum-Temperaturen der Sommermonate sowie die Sommermaxima und -minima an 6 Stationen (vgl. Tab. 2). Die Fensterbreite betrug dabei 30 Jahre. Diese Untersuchungen umfassten die Anpassung von Normal-, Gumbel- und Weibullverteilungen und die Analyse der zeitlichen Veränderung der Verteilungsparameter. Weiterhin wurde für jede Zeitreihe der Beobachtungswert des Jahres 2003 als Schwelle festgelegt und untersucht, wie groß das Risiko des Eintretens eines solchen Ereignisses für das jeweilige Fenster ist.

Dies führte zu folgenden Ergebnissen.

- Aufgrund entsprechender Testverfahren erweist sich die Normalverteilung zu meist als geeignet, erstaunlicherweise oft noch besser als die Weibullverteilung.
- Betrachtet man den linearen Trend für das Risiko des Eintretens eines Extremereignisses, so zeigen die Monate Juli und August einen positiven, der Monat Juni hingegen einen negativen Trend. Der Juni wird in dieser Hinsicht also tendenziell kühler, Juli und August wärmer. Die Größenordnung der Steigung bewegt sich für positive wie negative Trends in der Größenordnung von  $10^{-3}$ , was einem absoluten Anstieg des Risikos von 0,1 oder 10% in 100 Jahren entspricht. Ähnliches gilt, mit Ausnahme der Station Hamburg, auch für die Sommermittelwerte.
- Ein differenzierteres Bild ergibt sich bei den Maximum- und Minimumtemperaturen. Das darauf bezogene Risiko nimmt bei der Mehrzahl der untersuchten Stationen ab. Die Größenordnung liegt auch hier im Bereich  $10^{-3}$ , für einige Stationen ist sie bis hin zu  $10^{-6}$  aber kleiner.

Anzumerken ist dabei, dass an den meisten Stationen, an denen ein Anstieg des Risikos erkennbar ist, der lineare Trend durch ein starkes Ansteigen des Risikos in den letzten (ca.10) Intervallen dominiert/erzeugt wird. So steigt z. B. an der Station Hohenpeißenberg bei den Augustmitteltemperaturen das Risiko des Überschreitens des Wertes von August 2003 vom vorletzten Intervall (1973-2002) zum letzten (1974-2003) um den Faktor 14!

Was die Verteilungsparameter betrifft, so ergibt sich sowohl für die Monats- als auch Sommermitteltemperaturen ein einheitlicher linearer Trend der Lage- (entspricht bei einer Normalverteilung dem Mittelwert) und Streuparameter: Für die Junimitteltemperaturen nehmen sie zeitlich gleitend ab, für Juli, August und die Sommermitteltemperaturen insgesamt nehmen sie zu.

Die Sommermaxima weisen sowohl in ihrer Lage als auch in ihrer Streuung einen positiven Trend auf. Dagegen zeigt sich bei den Sommerminima in der Lage (außer in Hamburg und Bremen) ein positiver Trend, in der Streuung jedoch ein negativer Trend. Bei den Junimaxima- und -minima ist der Trend unterschiedlich: Lageparameter der Junimaxima positiv, Streuparameter hingegen negativ. Bei den Juniminima findet man beim Streuparameter ebenfalls einen negativen Trend, beim Lageparameter

ist der Trend hingegen nicht einheitlich. Im übrigen zeigen die Lageparameter der Maximumtemperaturen im August und der Streuparameter im Juli einen einheitlichen positiven Trend.

### *Kurze Wertung und Ausblick*

Der Sommer 2003 in Deutschland ist als extrem heiß einzustufen. Die Wahrscheinlichkeit dafür hat systematisch zugenommen, Hand in Hand mit den insbesondere in den letzten Jahrzehnten beobachteten Erwärmungstrends. Im Detail, d.h. bei Betrachtung der einzelnen Sommermonate, der Tagesdaten und in regionaler Auflösung, fällt das Bild jedoch durchaus differenziert aus. Es bleibt aber auch dann beim Befund eines sehr extremen Ereignisses. Die medizinisch-meteorologischen Folgen derartiger Hitzesommer werden im gleichen Band von G. Jendritzky behandelt.

Im allgemeinen sind Hitzesommer auch relativ trocken. Die Korrelation 1901-2003 der sommerlichen Temperatur- und Niederschlagswerte (jeweils Rasterdaten Deutschland) liegt allerdings nur bei - 0,46, was darauf hindeutet, dass heiße Sommer – sicherlich regional sehr unterschiedlich – auch zu Starkniederschlagsereignissen neigen können. Eine statistische Analyse und Bewertung des Sommers 2003 aus niederschlagsklimatologischer Sicht geben Beck et al. in diesem Band.

Wir danken dem Umweltbundesamt (UBA) und dem Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF, im Rahmen von DEKLIM) für die Förderung unserer Untersuchungen. In Form weiterer Publikationen und Berichte werden wir noch ausführlicher auf das sehr bemerkenswerte Phänomen des Sommers 2003 in Deutschland eingehen.

### **Literatur**

- Grieser, J., S. Trömel, C.-D. Schönwiese, 2002: Statistical time series decomposition into significant components and application to European temperature. – *Theor. Appl. Climatol.* 71, 171-183.
- Rapp, J., 2000: Konzeption, Problematik und Ergebnisse klimatologischer Trendanalysen für Europa und Deutschland. – Deutscher Wetterdienst, Offenbach, Bericht Nr. 212.
- Schönwiese, C.-D., 2000: *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler*. – 3. Aufl., Borntraeger, Stuttgart.
- Schönwiese, C.-D., 2003: *Klimatologie*. – 2. Aufl., Ulmer (UTB), Stuttgart.
- Schönwiese, C.-D., T. Staeger, S. Trömel, 2004: The hot summer 2003 in Germany. Some preliminary results of a statistical time series analysis. – *Meteorol. Z.*, in print.
- Staeger, T., 2003: Empirisch-statistische Analyse von Wechselbeziehungen zwischen Klimasystem und Anthroposphäre in neoklimatologischer Zeit. – *Berichte des Instituts für Meteorologie und Geophysik der Universität Frankfurt/Main* Nr. 107.
- Trömel, S., C.-D. Schönwiese, 2003: A generalized method of time series decomposition into significant components including probability assessments of extreme events and application to observational German precipitation data. – *Meteorol. Z.*, submitted.