

**BERICHTE DES INSTITUTS FÜR ATMOSPHERE
UND UMWELT
DER UNIVERSITÄT FRANKFURT/MAIN**

Nr. 1

Martin Jonas, Tim Staeger und Christian-D. Schönwiese

**Berechnung der Wahrscheinlichkeiten
für das Eintreten von Extremereignissen
durch Klimaänderungen
– Schwerpunkt Deutschland –**

Abschlussbericht zum Forschungsvorhaben 201 41 254
im Auftrag des Umweltbundesamtes

2005

Im Eigenverlag des Instituts
Postfach 11 19 32
60054 Frankfurt/Main

Dieses Vorhaben wurde im Auftrag des Umweltbundesamtes im Rahmen des Umweltforschungsplans – FuE-Vertrag Gz. Z1.6-50477/205, Förderkennzeichen 201 41 251 – erstellt und mit Bundesmitteln finanziert. Die Kurz- und die vorliegende Langfassung sind auf der Klimaschutzseite der Homepage des Umweltbundesamtes unter folgender Adresse abrufbar: <http://www.umweltbundesamt.de/klimaschutz/index.htm>

Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autoren.

Die Druckversion dieses Berichtes wird auf Wunsch kostenlos abgegeben, so lange der Vorrat reicht.

Kontakt: Dipl.-Met. Martin Jonas, Dr. Tim Staeger, Prof. Dr. Christian-D. Schönwiese
J.W. Goethe-Universität, Institut für Atmosphäre und Umwelt
Tel. 069-798-23578/22321, Fax 069-798-22482
Martin.Jonas@meteor.uni-frankfurt.de
Staeger@meteor.uni-frankfurt.de
Schoenwiese@meteor.uni-frankfurt.de

Homepage: <http://www.geo.uni-frankfurt.de/iau/klima/>

Inhaltsverzeichnis

Vorwort	5
Zusammenfassung	7
1 Allgemeine Einführung	9
2 Datengrundlage	15
3 Theoretische Verteilungen	19
3.1 Gauß-Verteilung	20
3.2 Gumbel-Verteilung	21
3.3 Weibull-Verteilung	22
I Zeitlich gleitende Extremwertanalyse	23
4 Methode der zeitlich gleitenden Extremwertanalyse	25
4.1 Einführung	25
4.2 Grundlagen	25
4.3 Analysemethode für Monatsdaten	28
4.4 Analysemethode für Tagesdaten	29
4.5 Bemerkungen zur Datenauswertung	32
5 Ergebnisse	35
5.1 Ergebnisse der Niederschlagsdaten	35
5.2 Ergebnisse der Temperaturdaten	55
5.3 Zusammenfassung der Ergebnisse, Teil I	69

II	Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung	73
6	Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung	75
6.1	Motivation	75
6.2	Instationäre Bedingungen	75
6.3	Selektionsstrategie	77
6.4	Beispiel	77
7	Ergebnisse	81
7.1	Temperatur	81
7.2	Niederschlag	93
7.3	Wind	102
7.4	Zusammenfassung der Ergebnisse, Teil II	109
III	Extremereignisse an Fallbeispielen	111
8	Studie Hitzesommer 2003	113
8.1	Europäische Perspektive	113
8.2	Flächenmitteltemperatur Deutschland	113
8.3	Zusammenhänge Temperatur - Niederschlag	117
8.4	Stationsbezogene Analyse am Beispiel Karlsruhe	119
8.5	Folgerungen	121
9	Anmerkungen zum Elbe-Hochwasser 2002	123
10	Schlussbetrachtungen	127
A	Karten zu Teil I	129
B	Karten und Tabellen zu Teil II	145
B.1	Temperatur	145
B.2	Niederschlag	196
B.3	Wind	224
	Literaturverzeichnis	243

Erklärung einiger Fachbegriffe

247

Vorwort

Der globale Klimawandel, der sich regional unterschiedlich gestaltet, findet wegen seiner ökologisch-sozioökonomischen Auswirkungen und damit verbundenen Risiken für die Zukunft nicht nur in der Wissenschaft, sondern auch in der Öffentlichkeit mit Recht große Beachtung. In vorausgegangenen Untersuchungen [4] konnte gezeigt werden, dass der Klimawandel des Industriezeitalters (letzte 100-200 Jahre) insbesondere in den Daten der global gemittelten bodennahen Lufttemperatur der letzten rund 100 Jahre mit einem Varianzanteil von rund 60 % und einer Signifikanz von über 99 % dem anthropogenen Treibhauseffekt und somit dem Klimafaktor Mensch zugeordnet werden kann.

Die Frage, um dies es nun im vorliegenden Bericht geht, ist, ob mit dem Klimawandel auch die Häufigkeit und das Ausmaß von Extremereignissen zugenommen hat. Anhand von 50- bis 100-jährigen Beobachtungsreihen wurden ausführliche Analysen über bereits stattgefundene Veränderungen der Extrema schwerpunktmäßig für Deutschland durchgeführt. Insbesondere wegen des hohen Schadenpotenzials von Extremereignissen und den damit verbundenen volkswirtschaftlichen Schäden und dem besonderen Interesse des Gesundheitsschutzes wurden detaillierte, tiefgehende Untersuchungen mittels eines bimetodischen Ansatzes durchgeführt, um somit die Aussagekraft der Untersuchungsergebnisse zu verstärken. Folgende Klimaelemente in unterschiedlicher räumlicher und zeitlicher Auflösung wurden für Deutschland analysiert: Temperatur, Niederschlag und Wind. Beim Niederschlag wurde die Analyse auch auf das angrenzende Europa ausgedehnt, was aufgrund der geringen Repräsentanz dieses Klimaelementes sinnvoll ist. Darüberhinaus erfolgte eine Bewertung jüngster Beispiele von Extremereignissen aus den Jahren 2002 und 2003. Die Ergebnisse sind überaus vielfältig und zeigen einmal mehr, dass komplizierte klimatologische Fragen nicht einfach mit ja oder nein beantwortbar sind. Das Klima ist in Deutschland im Beobachtungszeitraum somit je nach Klimaelement, Jahreszeit und Region teils extremer, teils aber auch weniger extrem geworden, und teils sind deutliche Änderungen gar nicht erkennbar. Der hier vorliegende Projekt-Abschlussbericht gibt darüber detailliert und ausführlich Auskunft. Er wird durch einen 14-seitigen deutsch- und englischsprachigen zusammenfassenden Kurzbericht ergänzt. Verwiesen sei auch auf: <http://www.umweltbundesamt.de/klimaschutz/index.htm> .

Ich danke dem Umweltbundesamt für die Projektförderung und dabei insbesondere Frau Dipl.-Met. Karin Kartschall für die fachkundige und stets aufgeschlossene und kooperative Projektbegleitung. Weiterhin danke ich meinen engagierten Mitarbeitern Dr. Tim

Staeger und Dipl.-Met. Martin Jonas, ohne die der meines Erachtens schöne Erfolg des Projektes nicht möglich gewesen wäre. Anteil daran hat auch unsere ebenfalls engagierte studentische Hilfskraft, Herr Heiko Steiner. Schließlich hat uns methodisch Frau Dr. Silke Trömel unterstützt, die im Rahmen eines parallelen DEKLIM-Projektes (Deutsches Klimaforschungsprogramm, gefördert vom BMBF) eine neue Methode zur Errechnung von Extremwertwahrscheinlichkeiten entwickelt hat; auch dafür vielen Dank. Wir alle hoffen, mit unseren Ergebnissen wenigstens für die Region Deutschland und teilweise angrenzendes Europa mehr Klarheit in die Problemstellung „extremes Klima, ja oder nein?“ in der oben angedeuteten differenzierenden Art und Weise gebracht zu haben.

Frankfurt/Main, im Februar 2005

Christian-D. Schönwiese (Projektleiter)

Zusammenfassung

In dieser Studie wurden stationsbezogene Messdaten der bodennahen Lufttemperatur, des Niederschlages und des Windes in Deutschland und zum Teil auch in Mitteleuropa für den Zeitraum 1901 bzw. 1951 bis 2000 im Hinblick auf Änderungen ihres Extremverhaltens untersucht. Hierfür wurde ein bimethodischer Ansatz gewählt. Die als Methode I bezeichnete „zeitlich gleitende Extremwertanalyse“ definiert für den betrachteten (gleitenden) Zeitraum feste Schwellen. An die Zeitreihen der Schwellenüber- bzw. Unterschreitungen wurden sowohl empirische, als auch theoretische Häufigkeitsverteilungen angepasst, aus denen extremwert-theoretische Größen wie Wartezeitverteilung, Wiederkehrzeit und Risiko abgeleitet wurden. Die Methode II der „strukturorientierten Zeitreihenzerlegung“ sucht, basierend auf einer zugrundegelegten theoretischen Verteilung, nach zeitabhängigen Parametern der zugehörigen Wahrscheinlichkeitsdichte. Hierdurch lassen sich zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Über- bzw. Unterschreiten von Schwellen angeben.

Die gleitende Analyse zeigt bei Niederschlagsmonatsdaten in ganz Deutschland für untere Schranken einen Trend zu seltenerem Auftreten von Extremereignissen. Bei oberen Schranken ist hingegen im Osten einen Trend zu seltenerem, im Westen einen Trend zu häufigerem Auftreten von Extremereignissen zu erkennen. Im Osten ergibt sich also insgesamt ein Trend zu weniger extremen Monatsniederschlagssummen, im Westen ein Trend zu höheren Monatsniederschlagssummen.

Bei den Niederschlagstagesdaten, bei denen nur die Untersuchung oberer Schranken sinnvoll ist, sind die Ergebnistrends denen der Niederschlagsmonatsdaten in ihrer regionalen Verteilung ähnlich. Allerdings sind die Trends hier schrankenabhängig. Insbesondere in Norddeutschland ergibt sich dabei für relativ niedrige Schranken ein Trend zu kleineren Überschreitungshäufigkeiten, für hohe Schranken hingegen ein Trend zu größeren Überschreitungshäufigkeiten. Damit ergibt sich insgesamt ein Trend zu extremeren Tagesniederschlägen.

Bei den Temperaturdaten zeigen die Ergebnisse der gleitenden Analyse der Monatsdaten mit wenigen Ausnahmen ein selteneres Unterschreiten unterer Schranken (also: Kälteereignis). Dieses Verhalten ist bei den Temperaturtagesdaten sogar flächendeckend zu beobachten.

Für obere Schranken (also: Hitzeereignis) ergibt sich im allgemeinen ein Trend zu häufigerem Auftreten von Extremereignissen. Allerdings ist dieser Trend nicht flächendeckend zu

beobachten. Vielmehr gibt es in allen Regionen Deutschlands einzelne Stationen, bei denen ein Trend zu seltenerem Überschreiten oberer Schranken festzustellen ist.

Bei der „strukturorientierten Zeitreihenzerlegung“ wurden folgende Ergebnisse erzielt: Die Wahrscheinlichkeitsdichten der monatlichen und saisonalen Temperatur-Daten weisen überwiegend positive Trends im Mittelwert auf, die Streuung hat sich hier nur in Ausnahmefällen verändert. Dies führte zu teilweise deutlich gestiegenen Wahrscheinlichkeiten für besonders warme Monats- und saisonale Mittel im 20. Jh. (Ausnahme: Herbst im Datensatz 1951 bis 2000). Entsprechend sanken in diesem Zeitraum verbreitet die Wahrscheinlichkeiten für extrem kalte Monats- und saisonale Mittel. Ebenso stiegen die Wahrscheinlichkeiten für Häufigkeiten von besonders warmen Tagen (über dem 10%-Perzentil) ab 1951 in allen Jahreszeiten, besonders im Winter für die Tagesmaximum-Temperaturen. Dies korrespondiert mit einer beschleunigten Häufigkeits-Abnahme von besonders kalten Tagen in allen Jahreszeiten, besonders in Süddeutschland.

Beim Niederschlag dominieren ausgeprägt jahreszeitliche Unterschiede: Im Winter findet sich sowohl ein Trend zu höheren Monats- und saisonalen Summen, als auch eine erhöhte Variabilität, was verbreitet zu einer deutlichen Zunahme von extrem hohen Niederschlagssummen in dieser Jahreszeit führt. Im Sommer hingegen wurde ein Trend zu einer verringerten Variabilität gefunden, wodurch auch extrem hohe monatliche und saisonale Niederschlagssummen in weiten Teilen Mitteleuropas in dieser Jahreszeit seltener geworden sind. Entsprechend haben Tage mit hohen (über dem 10%-Perzentil) und auch extrem hohen (über dem 5%- und 2%-Perzentil) Niederschlagssummen im Sommer verbreitet abgenommen, in den anderen Jahreszeiten (vor allem im Winter und in Westdeutschland) jedoch zugenommen.

Beim Wind sind die Ergebnisse recht uneinheitlich, so dass hier eine allgemeine Charakterisierung schwer fällt. Tendenziell nehmen die Häufigkeiten extremer täglicher Windmaxima im Winter zu und im Sommer ab. Dies gilt jedoch nicht für küstennahe Stationen, wo auch im Winter oft negative Trends extremer Tagesmaxima beobachtet wurden - In Süddeutschland hingegen finden sich auch im Sommer positive Trends in den Häufigkeiten extrem starker Tagesmaxima. Jedoch sind die untersuchten Daten (Windmaxima über Beaufort 8 und mittlere monatliche Windgeschwindigkeiten) wahrscheinlich mit großen Messfehlern behaftet und zudem für die hier durchgeführten Analysen nur bedingt geeignet.

Es hat sich somit gezeigt, dass das Extremverhalten von Klimaelementen, wie Temperatur und Niederschlag, im 20. Jhr. sehr starken Änderungen unterworfen war. Diese Änderungen im Extremen wiederum sind sehr stark von Änderungen des „mittleren“ Zustandes dieser Klimaelemente abhängig, welcher durch statistische Charakteristika wie Mittelwert und Standardabweichung (bzw. allgemeiner Lage und Streuung) beschrieben werden kann.

Kapitel 1

Allgemeine Einführung

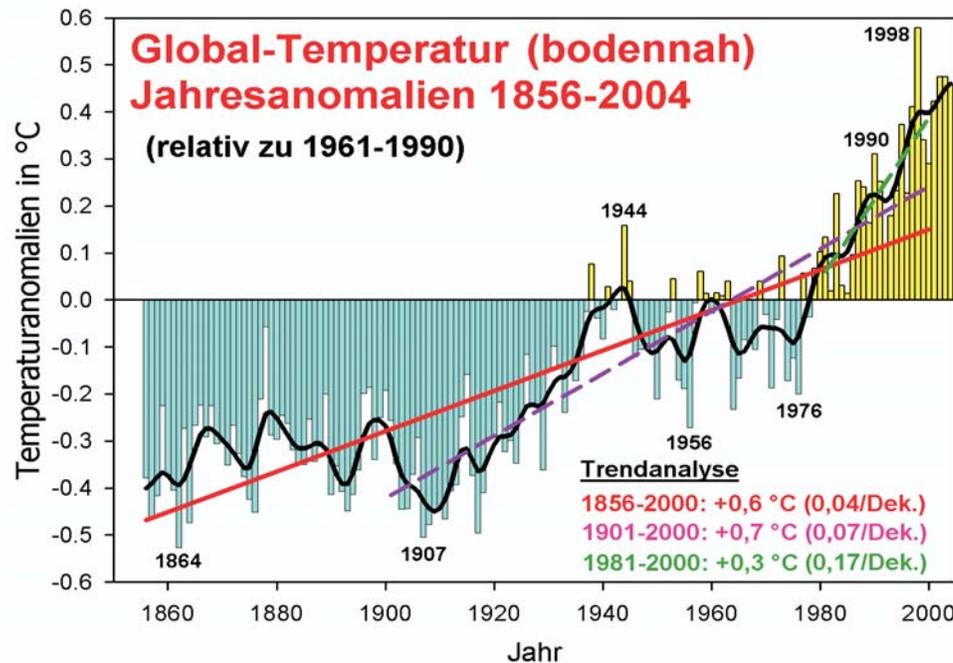


Abbildung 1.1: Jahresanomalien 1856-2004 der global gemittelten bodennahen Lufttemperatur, Säulen, 10-jährig geglättete Daten, schwarze Kurve, und lineare Trends (Datenquelle: [3], Analyse Trömel und Schönwiese, unveröffentlicht).

Der globale Klimawandel, allem voran der Anstieg der global gemittelten bodennahen Lufttemperatur im Industriezeitalter, vgl. Abb. 1, ist nicht nur eine Herausforderung für die Wissenschaft, sondern auch in der Öffentlichkeit von großem Interesse, weil er mit erheblichen ökologischen und sozioökonomischen Auswirkungen verknüpft ist. Durch zunehmende Treibhausgasemissionen überwiegt seit der 2. Hälfte des 20. Jahrhunderts der menschliche Einfluß auf das Klima. Dies bestätigen sowohl zum Teil sehr aufwendige Klimamodellrechnungen [8] als auch die Analyse von Beobachtungsdaten [4, 29, 34]. Insbe-

Tabelle 1.1: Beobachtete Klimatrends in Deutschland (nach [18], [24], ergänzt).

Element	Zeitspanne	Frühling	Sommer	Herbst	Winter	Jahr
Temp.	1891 - 1990	+ 0,6 °C	+ 0,7 °C	<u>+ 1,2 °C</u>	+ 0,8 °C	+ 0,8 °C
	1901 - 2000	+ 0,8 °C	<u>+ 1,0 °C</u>	<u>+ 1,1 °C</u>	+ 0,8 °C	<u>+ 1,0 °C</u>
	1961 - 1990	+ 0,8 °C	+ 0,4 °C	0 °C	<u>+ 1,7 °C</u>	+ 0,7 °C
	1981 - 2000	<u>+ 1,3 °C</u>	+ 0,7 °C	- 0,1 °C	<u>+ 2,3 °C</u>	<u>+ 1,1 °C</u>
Nied.	1891 - 1990	<u>+ 11 %</u>	0 %	<u>+ 16 %</u>	<u>+ 19 %</u>	+ 9 %
	1901 - 2000	<u>+ 13 %</u>	- 3 %	+ 9 %	<u>+ 19 %</u>	+ 9 %
	1961 - 1990	- 9 %	- 8 %	<u>+ 10 %</u>	<u>+ 20 %</u>	+ 3 %
	1971 - 2000	<u>+ 13 %</u>	+ 4 %	<u>+ 14 %</u>	<u>+ 34 %</u>	<u>+ 16 %</u>

sondere in den letzten Jahrzehnte hat sich die globale Erwärmung besonders intensiviert. Klimamodell-Zukunftsprojektionen, die auf der Grundlage von Szenarien den Anteil solcher anthropogener Klimaänderungen bis zum Jahr 2100 abschätzen, lassen gegenüber dem Beobachtungswert von + 0,7 °C im vergangenen Jahrhundert (vgl. wiederum Abb. 1) einen erheblich höheren Temperaturanstieg erwarten, nämlich 1,4-5,8 °C [8]. Neuere Analysen stützen diesen Befund (z.B. [32]) oder gehen sogar noch darüber hinaus [30]. Die anthropogene Klimaänderung wird sich somit aller Voraussicht nach in der Zukunft noch verschärfen.

Allerdings sind die Klimaänderungsstrukturen regional und jahreszeitlich sehr unterschiedlich [8, 18, 22, 24]. Das gilt nicht nur für den Niederschlag, der bekanntlich nur eine eng begrenzte räumliche Repräsentanz aufweist, und für den Wind, sondern auch für die Temperatur. Deutschland ist eine Region, die an der im globalen Mittel festzustellenden Erwärmung sogar überproportional teilgenommen hat. In Tab. 1.1 ist dies, in jahreszeitlicher Differenzierung, dokumentiert, verbunden mit entsprechenden Informationen über Niederschlagstrends. Dabei fällt vor allem der starke winterliche Anstieg von Temperatur und Niederschlag in den letzten Jahrzehnten auf.

Die bereits in dieser Tabelle ersichtlichen Unterschiede, die offenbar eine Differenzierung je nach betrachteter Zeitspanne und Jahreszeit notwendig machen, setzen sich in räumlicher Hinsicht fort, wenn die in Tab. 1.1 für „Gesamtdeutschland“ angegebenen Trendwerte durch räumlich aufgelöste Trendkarten näher spezifiziert werden. Als Beispiele sind in Abb. 1.2 die Trendkarten 1971-2000 für den Niederschlag im Sommer und Winter in einer Auflösung von 0,5° mal 0,5° wiedergegeben (weitere Trendkarten und Details siehe [17, 27]). Man erkennt, dass der für „Gesamtdeutschland“ gültige Sommertrendwert von + 4 %

in Wahrheit subregional ungefähr von -20% bis $+20\%$ reicht, somit auch Gebiete mit Rückgang in Erscheinung treten. Im Winter ist dagegen fast überall ein Anstieg erkennbar, allerdings in der großen Bandbreite von ungefähr $0-60\%$.

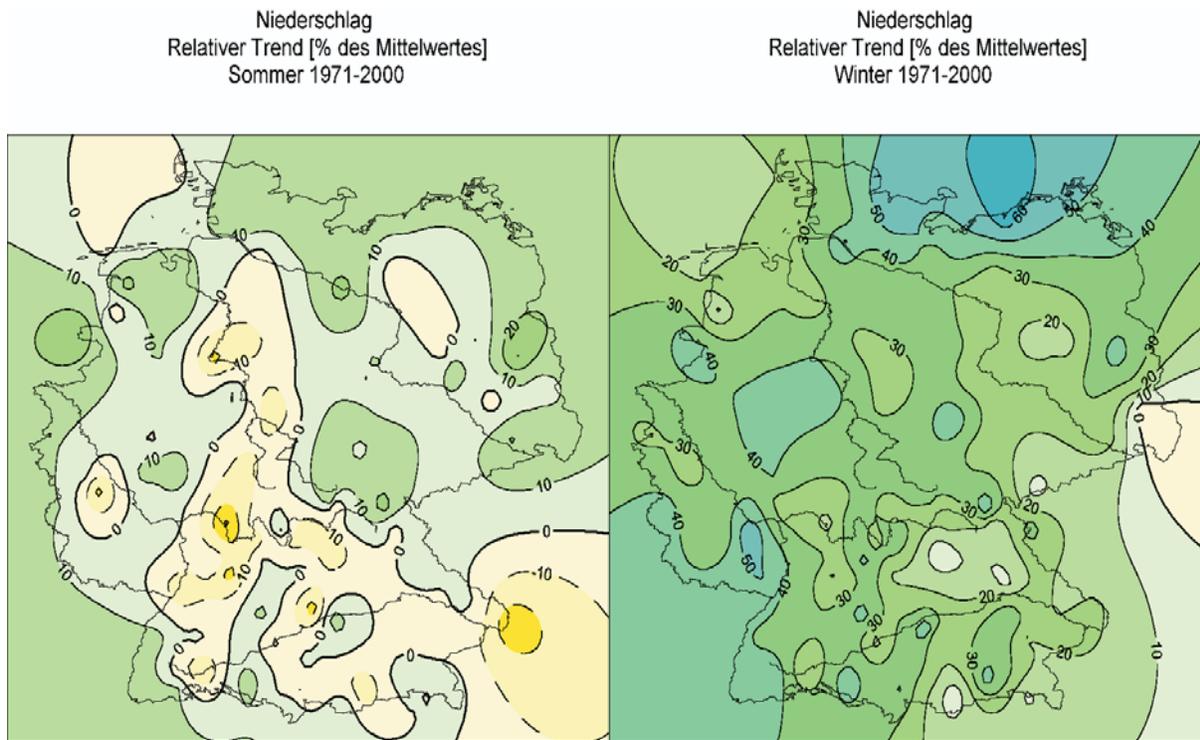


Abbildung 1.2: Beobachtete prozentuale Niederschlagstrends 1971-2000 in Deutschland, Sommer (links) und Winter (rechts); nach [27].

Soweit zum klimatologischen Hintergrund unter Trendaspekten. Sind diese Trends nun aber mit häufigeren bzw. intensiveren Extremereignissen verknüpft? Um dies zu klären, ist es erforderlich, sich zunächst die Häufigkeitsverteilungen anzusehen. Am Beispiel der Normalverteilung nach Gauß (näheres in Kap. 3) ist in Abb. 1.3 schematisch gezeigt, welche Fälle prinzipiell eintreten können: (a) Mit dem Mittelwert verschiebt sich die gesamte Häufigkeitsverteilung, ohne dabei ihre Form und „Breite“ zu verändern; (b) es ändert sich nur die „Breite“ der Verteilung; (c) es verändert sich beides (wobei die „Breite“ in diesem Fall durch die Standardabweichung gegeben ist). An den Rändern ist farblich markiert, was dies jeweils für die Extremwerte bedeutet, die oberhalb bzw. unterhalb einer bestimmten Schranke liegen. Offenbar hat der Fall (c) den größten Effekt: Ist nämlich die Verteilung wie üblich normiert, so dass sie die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (probability density function, pdf) repräsentiert, dann ist die farblich markierte Fläche gleich der Wahrscheinlichkeit, mit der die durch die gewählte Schranke als extrem definierten Werte auftreten, was im Fall (c) den größten Wert ergibt, und zwar unter diesen Annahmen im oberen Bereich.

Dies mag zur Veranschaulichung der grundlegenden Problemstellung genügen. Im speziel-

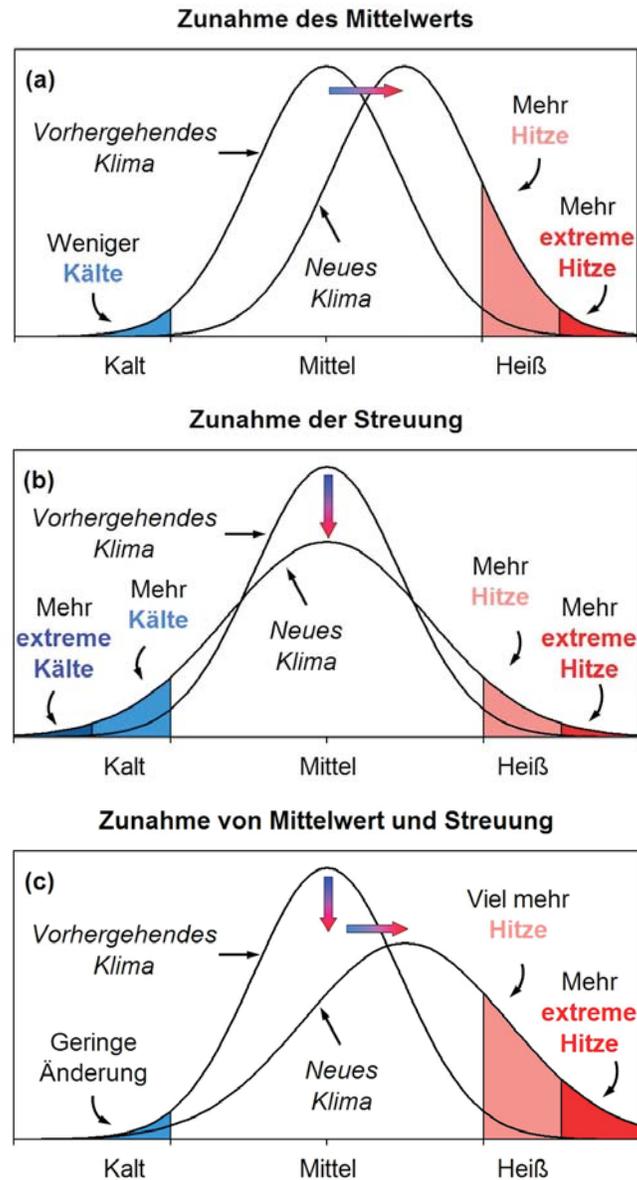


Abbildung 1.3: Schema der möglichen Veränderungen einer Häufigkeitsverteilung, dargestellt am Beispiel der Gaußschen Normalverteilung, mit Auswirkungen auf extreme Werte (farblich markierte Flächen am oberen und unteren Ende der Verteilung (nach [8], modifiziert nach [7]).

len Fall können die zu untersuchenden Daten nun unterschiedlichen Verteilungen folgen. Darauf wird in Kap. 3, nach der Vorstellung der Datengrundlage (Kap. 2), eingegangen. Der Abschnitt I (Kap. 4 und 5) erläutert dann die Theorie und stellt die Ergebnisse vor, die aufgrund der üblichen wahrscheinlichkeitstheoretischen Begriffe und zeitlich gleitender Zeitreihenanalysen zustande kommen. Im Abschnitt II folgt die entsprechende strukturorientierte Zeitreihenanalyse (Kap. 6 und 7). Der abschließende Abschnitt III geht noch

ergänzend auf den Hitzesommer 2003 (Kap. 8) und die Überschwemmungen in der Elbe-region im Sommer 2002 (Kap. 9) ein, bevor einige Schlussbetrachtungen erfolgen (Kap10).

Kapitel 2

Datengrundlage

Die Untersuchungen wurden auf der Grundlage von 100-jährigen bzw. 50-jährigen Reihen des Niederschlages und der bodennahen Lufttemperatur sowie 50-jährigen Reihen der Windgeschwindigkeit durchgeführt. Dabei standen Monats- und Tagesdaten der entsprechenden Größen zur Verfügung. Lediglich die Auswertung der Winddaten erfolgte nur für Tagesdaten. Einen Überblick über den Umfang der verwendeten Datensätze gibt Tabelle 2.1.

Tabelle 2.1: Überblick über die Zahl der verwendeten Klimazeitreihen. Die Daten wurden vom Deutschen Wetterdienst im Rahmen eines DEKLIM-Projektes zur Verfügung gestellt.

	Tagesdaten		Monatsdaten			
	Deutschland		Deutschland			Europa
	1901-2000	1951-2000	1901-2000	1951-2000	1952-2001	1901-2000
Niederschlag	21	301	133	-	-	79 ⁵
Temperatur	3 ¹	141 ¹	12 ²	141 ^{3,5}	-	-
Wind	-	-	-	-	15/72 ^{4,5}	-

- 1) Die Tagestemperaturreihen bestehen aus Minimum-, Maximum- und Mitteltemperaturen.
- 2) Von den 12 Monatstemperaturreihen enthalten 6 Minimum-, Maximum- und Mitteltemperaturen; dies sind: Bremen, Hamburg, Potsdam, Karlsruhe, Hohenpeissenberg, Zugspitze.
- 3) Die 141 50-jährigen Monatsdatenreihen wurden aus Tagesdaten erzeugt.
- 4) Die 15 Reihen geben Tage pro Monat mit Windgeschwindigkeiten über 8 Beaufort an, die 72 Reihen umfassen Monatsmittel der Windgeschwindigkeit.
- 5) Die Reihen wurden nur mit der Methode II analysiert.

Bei den monatlichen Niederschlagsdaten wurden nicht nur Zeitreihen aus Deutschland, sondern auch Reihen aus dem angrenzenden Mitteleuropa, Großbritannien und Skandinavien verwendet. Die Abdeckung Deutschlands ist mit 133 Stationen gut. Die Stationen im europäischen Ausland liegen dagegen im Mittel deutlich weiter voneinander entfernt und können daher nur als grobe Ergänzung der aus Deutschland stammenden Daten angesehen

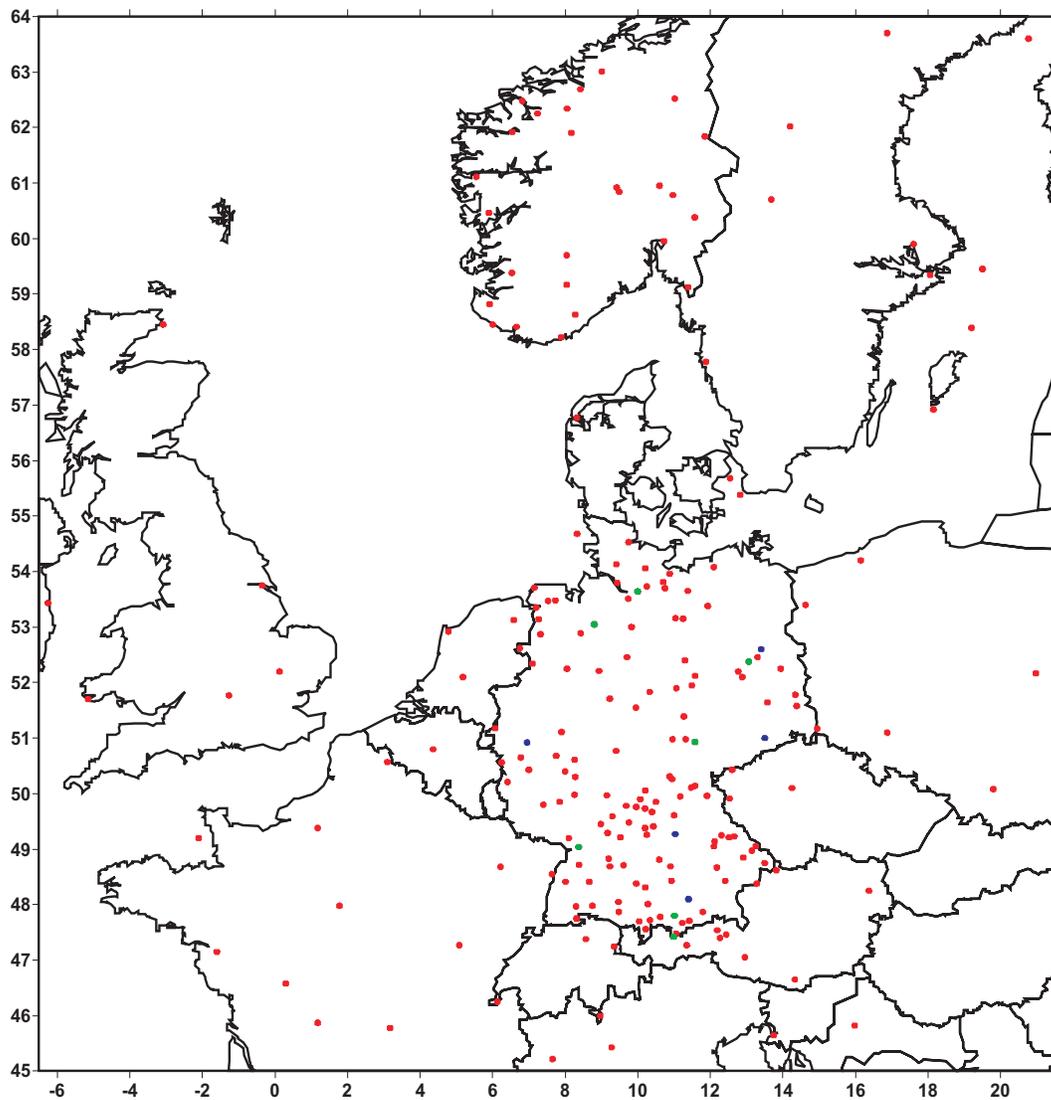


Abbildung 2.1: Überblick über die geografische Verteilung der Stationen mit monatlichen Zeitreihen. Rot: Niederschlagsstationen, Blau: Temperaturstationen, Grün: Stationen mit Temperatur- und Niederschlagsdaten.

werden (vgl. Abbildung 2.1). Bei den 100-jährigen Monatsdaten der Temperatur standen für die Analysen nur 12 Zeitreihen aus Deutschland zur Verfügung, 6 davon allerdings in Form von Monatsmittel-, Monatsminimum- und Monatsmaximumtemperaturen. Die Verteilung aller monatlichen Zeitreihen zeigt Abbildung 2.1. Darüber hinaus wurden aus 141 50-jährigen Tagesdatenreihen der Temperatur Monatsdaten erzeugt.

Bei den Zeitreihen der Tagesdaten ist die Stationsdichte für die 50-jährigen Reihen sowohl bei der Temperatur als auch beim Niederschlag sehr gut. Für die Niederschlagstagesdaten stand sogar ein weit größerer Pool von 1770 Zeitreihen zur Verfügung, der nur zum Teil ausgewertet werden konnte. Allerdings ist in den neuen Bundesländern die Stationsdichte

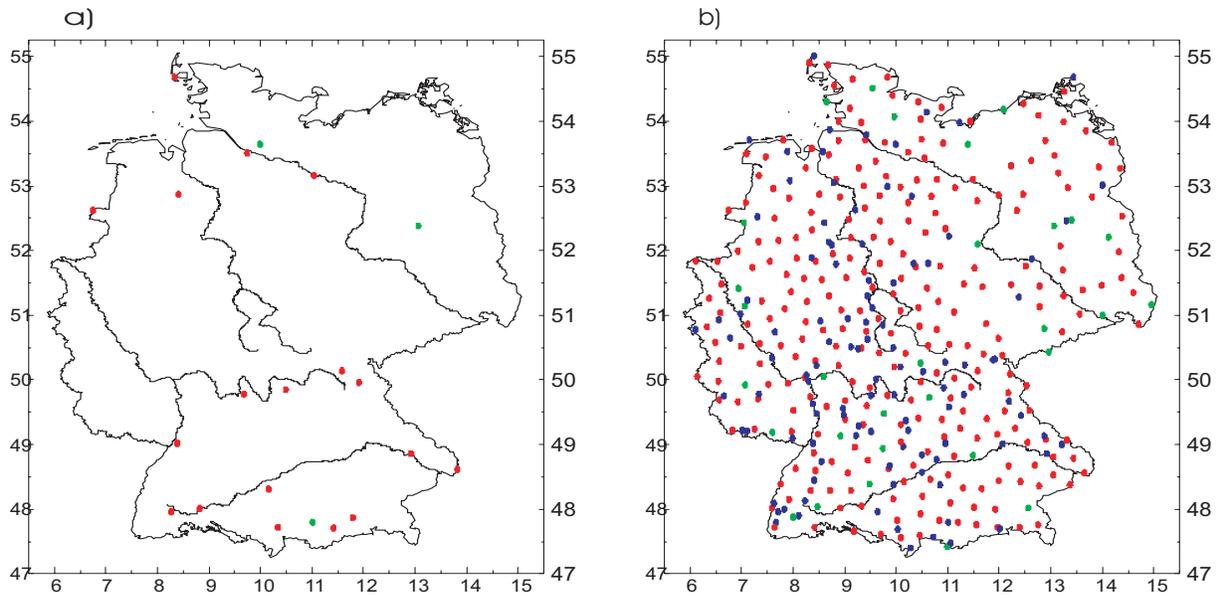


Abbildung 2.2: Lage der Stationen der 100-jährigen (a) und 50-jährigen (b) Tagesdatenreihen von Temperatur und Niederschlag. Farben wie in Abbildung 2.1.

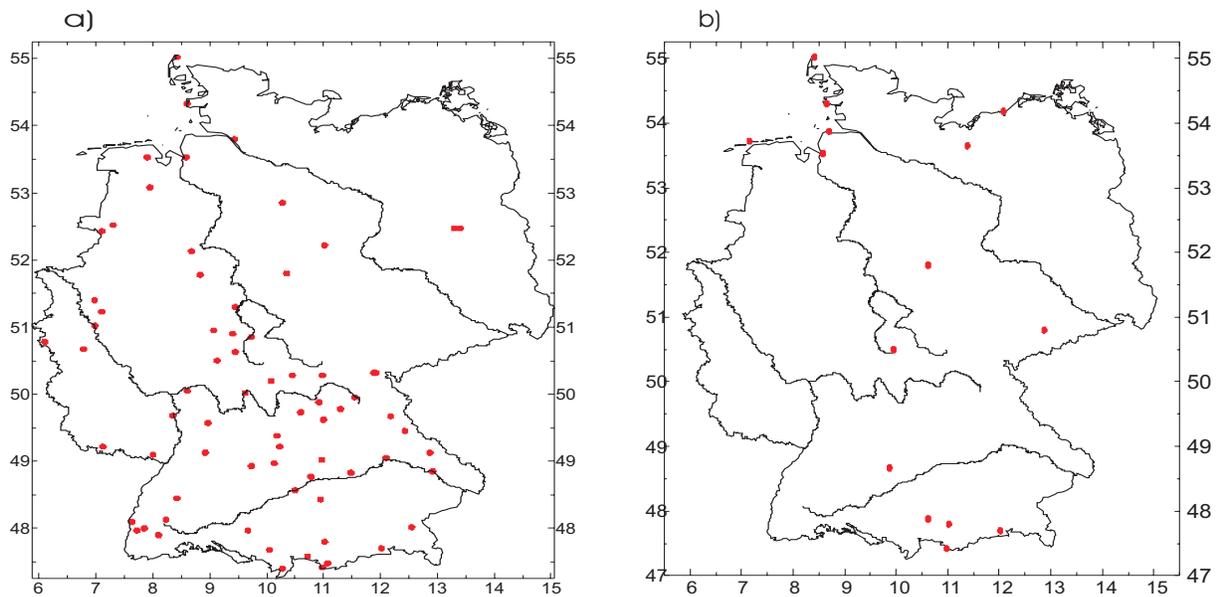


Abbildung 2.3: Lage der Windmessstationen; a) Stationen mit täglicher mittlerer Windgeschwindigkeit, b) Stationen, für die die Zahl der Tage pro Monat mit Windgeschwindigkeiten über 8 Beaufort vorliegt.

nicht ganz so hoch wie in den alten Bundesländern (Abbildung 2.2 b).

Die Dichte der 100-jährigen Zeitreihen ist deutlich geringer als die der 50-jährigen. So standen nur drei 100-jährige Reihen der Tagestemperatur und nur 21 100-jährige Reihen des Niederschlages zur Verfügung. Abbildung 2.2 a zeigt die Verteilung der 100-jährigen

Tagesdatenreihen.

Bei den Winddaten wurden zwei verschiedene Datensätze analysiert: Zum einen ein Satz von 72 Stationen der mittleren monatlichen Windgeschwindigkeit (vgl. Abbildung 2.3 a), zum anderen ein Satz von Stationen mit der Anzahl der Tage pro Monat mit einer maximalen Windgeschwindigkeit von über 8 Beaufort (vgl. Abbildung 2.3 b). Beide Datensätze erstrecken sich über den Zeitraum 1952-2001.

Kapitel 3

Theoretische Verteilungen

Datenkollektive, im vorliegenden Fall Zeitreihen, lassen sich jeweils durch eine empirische Häufigkeitsverteilung beschreiben, mit Mittelwert bzw. Erwartungswert bzw. Modus, Standardabweichung (Varianz), ggf. Verteilungsschiefe usw. als charakteristische Maßzahlen der entsprechenden Stichprobe [19, 24]. Um nun von möglichen zufälligen Eigenschaften der Stichprobe unabhängig zu werden, stellt die Statistik eine Vielzahl von theoretischen Verteilungen zur Verfügung, die jeweils einen bestimmten Kurvenverlauf aufweisen und in standardisierter Form (d.h. bestimmtes Integral von $-\infty$ bis $+\infty$ gleich 1) Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (Probability Density Function, PDF) heißen; denn für ein bestimmtes Datenwert-Subintervall geben sie die Wahrscheinlichkeit an, mit der die entsprechenden Werte in der zugehörigen Population (Grundgesamtheit) zu erwarten sind. Dabei ist mit Hilfe geeigneter statistischer Tests zu prüfen, ob die jeweilige empirische Verteilung der Stichprobe mit der jeweiligen theoretischen Verteilung (Population) verträglich ist, d.h. hinreichend große Ähnlichkeit aufweist.

Da im folgenden nicht nur die Daten betrachtet werden, die nach irgend einer Definition als „extrem“ gelten können, sondern stets alle (was im übrigen auch hinsichtlich der Signifikanz der Ergebnisse entscheidende Vorteile beinhaltet), ist es nicht notwendig, nach speziellen Extremwertverteilungen zu suchen. Vielmehr zeigt es sich, dass es ausreichend ist, mit Hilfe von drei alternativen Verteilungen die auftretenden Stichprobeneigenschaften abzubilden. Dies sind die Normalverteilung (Gauß-Verteilung; vgl. auch Abb. 1.3), die sich bei Temperaturdaten sehr häufig als geeignetes Verteilungsmodell erweist, die Gumbel-Verteilung, die im Gegensatz zur Normalverteilung nicht symmetrisch ist (linkssteil, vgl. unten) und bei Niederschlagsdaten meist bevorzugt wird, und die besonders flexible Weibull-Verteilung. Diese Verteilungen werden im folgenden vorgestellt und kurz charakterisiert.

3.1 Gauß-Verteilung

Die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion¹ der Gauß- oder Normalverteilung hat folgende Gestalt:

$$f_N(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right] ; x, \mu \in \mathcal{R}, \sigma \in \mathcal{R}^+ \quad (3.1)$$

Sie bildet das Argument x auf die Wahrscheinlichkeit $f_N(x)$ seines Auftretens ab. Die Verteilungsparameter dieser PDF sind der Mittelwert μ und die Standardabweichung σ . Sie ist symmetrisch um μ , wobei σ ein Maß für die Streuung, oder grafisch interpretiert, für die Breite dieser auch als Glockenkurve bekannten PDF ist. In Abb. 3.1 sind PDF der Gauß-Verteilung für drei verschiedene Parameterkombinationen von μ und σ dargestellt, um deren Wirkungen zu illustrieren. Hierbei wird deutlich, dass durch eine Variation von μ die PDF formtreu verschoben wird (vgl. schwarze und rote Kurve in Abb. 3.1). Eine Variation von σ bei konstantem μ hingegen verändert die Form der PDF, so dass diese mit zunehmendem σ breiter wird und umgekehrt (vgl. schwarze und blaue Kurve in Abb. 3.1). Allgemein gilt für diese und die im folgenden vorgestellten PDF, dass ihr Integral über alle x , also die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten aller möglichen Werte von x gleich eins ist:

$$\int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1 \quad (3.2)$$

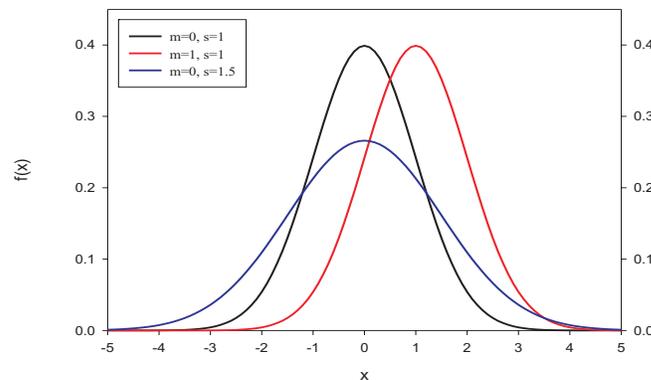


Abbildung 3.1: PDF der Gauß-Verteilung für drei verschiedene Parameterkombinationen von Mittelwert μ und Standardabweichung σ (hier mit m und s bezeichnet).

¹künftig mit PDF für engl. **p**robability **d**ensity **f**unction abgekürzt.

3.2 Gumbel-Verteilung

Die PDF der Gumbel-Verteilung, die auch als Extremwertverteilung vom Typ I oder doppelte Exponentialverteilung bezeichnet wird, ist in Gl. 3.3 definiert:

$$f_G(x) = \frac{1}{b} \left\{ \exp\left(-\frac{x-a}{b}\right) \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-a}{b}\right)\right] \right\} ; x, a \in \mathcal{R}, b \in \mathcal{R}^+ \quad (3.3)$$

Die beiden Verteilungsparameter sind die Lage a und die Streuung b . Diese PDF ist linkssteil, und im Gegensatz zur Gauß-Verteilung nicht symmetrisch. Hierdurch eignet sie sich besser zur Modellierung von Niederschlagsdaten als die Gauß-Verteilung, was in Kap. 6 eingehender diskutiert wird. Jedoch ist sie nicht nach unten beschränkt, so dass Niederschlagshöhen unter 0 mm nicht als unmögliche Ereignisse modelliert werden. In Abb. 3.2 sind, analog der Abb. 3.1, drei verschiedene Kombinationen der Parameter a und b dargestellt. Bei Variation des Lageparameters a und konstantem Streuparameter b verschiebt sich die PDF, wie bei der Gauß-Verteilung formtreu (vgl. schwarze und rote Kurve in Abb. 3.2). Mit zunehmendem Streuparameter b verbreitert sich die Form der PDF (vgl. schwarze und rote Kurve in Abb. 3.2) und umgekehrt.

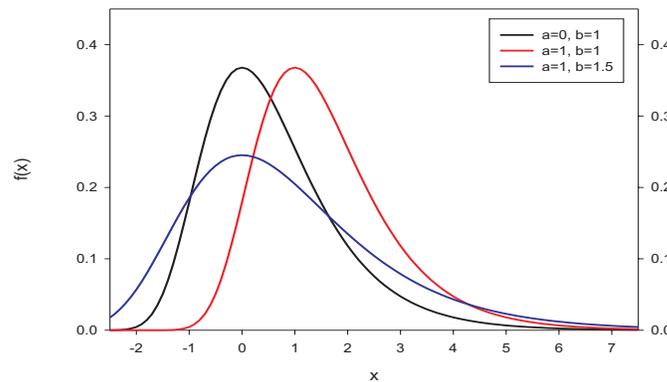


Abbildung 3.2: PDF der Gumbel-Verteilung für drei verschiedene Parameterkombinationen von Lageparameter a und Streuparameter b .

3.3 Weibull-Verteilung

Die PDF der Weibull-Verteilung besitzt drei Parameter: Die Lage a , die Streuung b und die Form c . Sie ist durch Gl. 3.4 definiert:

$$f_W(x) = \frac{c}{b} \left(\frac{x-a}{b} \right)^{c-1} \exp\left\{ - \left(\frac{x-a}{b} \right)^c \right\} \quad \text{für } x \geq a \quad ; \quad a \in \mathcal{R}, b, c \in \mathcal{R}^+ \quad (3.4)$$

Der Lageparameter a verschiebt die PDF formtreu. Für $x \leq a$ ist die Weibull-Verteilung per Definition Null gesetzt. Ein zunehmender Streuparameter b verbreitert die PDF (vgl. Abb. 3.3, links). Jedoch wird hierbei auch die Lage des Modus (Maximum der PDF) zu höheren Werten hin verschoben. Durch den zusätzlichen Formparameter c ist die Weibull-Verteilung sehr flexibel und eignet sich u.a. neben der Gumbel-Verteilung ebenfalls zur Modellierung von Niederschlagsdaten. Bei einem Formparameter $c = 3.60232$ ist die PDF symmetrisch, für kleinere Werte von c linkssteil und für größere Werte entsprechend rechtssteil (vgl. Abb. 3.3, rechts).

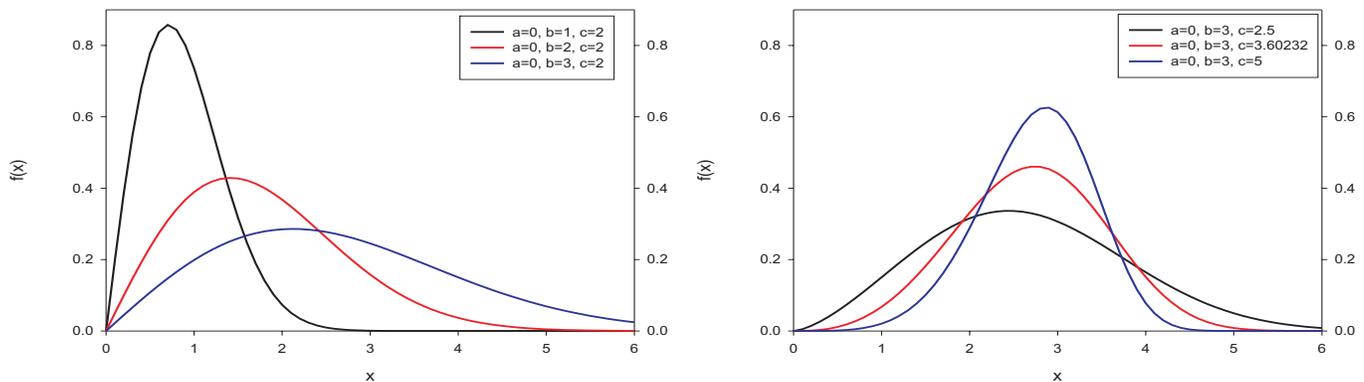


Abbildung 3.3: PDF der Weibull-Verteilung für verschiedene Kombinationen der Parameter b und c ($a = 0$). Links: $c = \text{const}$, b variiert, rechts: $b = \text{const}$, c variiert.

Teil I

Zeitlich gleitende Extremwertanalyse

Kapitel 4

Methode der zeitlich gleitenden Extremwertanalyse

4.1 Einführung

Die Vorgehensweise bei der Analyse der Daten entspricht den derzeitigen Empfehlungen des IPCC [9]. Dies bedeutet, dass von der Fragestellung abhängige obere und untere Schwellenwerte für die Zeitreihen der untersuchten Stationen festgelegt werden. Anschließend wird ausgezählt, wie oft die Schwellenwerte überschritten werden. Werte oberhalb der Schwellenwerte heißen relative Extremwerte. Im Weiteren werden die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen (vgl. Kapitel 3) an die Zeitreihen angepasst. Dies erlaubt prinzipiell Aussagen zur Überschreitungswahrscheinlichkeit beliebiger Schwellenwerte. Mit dieser Vorgehensweise lassen sich dann auch weitere wahrscheinlichkeitstheoretische Kenngrößen ermitteln. Dies sind im Rahmen dieses Forschungsprojektes die Wartezeitverteilung, die Wiederkehrzeit sowie das Risiko. Mittels der Wiederkehrzeit wurden auch Jahrzehnt- und Jahrhundertereignisse (Monatsdaten) sowie Jahres- und Jahrzehntereignisse (Tagesdaten) bestimmt. Alle Untersuchungen wurden sowohl mit den Gesamtdaten als auch zeitlich gleitend durchgeführt.

Darüber hinaus wurden alle Zeitreihen auf Häufungen von relativen Extremwerten, die Tagesdaten des Niederschlages zusätzlich auf Trockenperioden hin untersucht. Die Auswertungen der Autokorrelation der Zeitreihen erwiesen sich als nicht aussagekräftig. Das bedeutet, dass systematische Änderungen der Persistenz nicht erkennbar sind.

4.2 Grundlagen

Neben den in Kapitel 3 beschriebenen Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen sind im Weiteren noch die Begriffe Zufallsvariable, Erwartungswert, Wartezeitverteilung, Wiederkehrzeit und Risiko von Bedeutung.

4.2.1 Zufallsvariable und Erwartungswert

Eine Zufallsvariable ist eine Abbildung X , deren Definitionsbereich die Menge Ω bzw. Teilmengen ω der möglichen Ausgänge (bzw. Kombinationen von Ausgängen) eines Zufallsexperiments ist. Der Wertebereich ist in unserem Fall \mathcal{R} .

Der Begriff der Zufallsvariablen führt zusammen mit dem Begriff der Wahrscheinlichkeit zum Erwartungswert. Bildet man die Summe des Produktes aus den möglichen Werten der Zufallsvariablen X und der Wahrscheinlichkeit p ihres Auftretens, so erhält man den Erwartungswert der Zufallsvariablen

$$E(X) = \sum_{\omega} X(\omega) \cdot p(\omega). \quad (4.1)$$

Für stetige Wahrscheinlichkeitsräume kann der Erwartungswert in integraler Schreibweise angegeben werden. Die Formel lautet

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} X(\omega) \cdot p(\omega) d\omega. \quad (4.2)$$

Der Erwartungswert ist somit der wahrscheinlichste Wert einer Verteilung (Modus), im Fall einer Normalverteilung gleich dem arithmetischen Mittelwert.

4.2.2 Wartezeitverteilung, Wiederkehrzeit und Risiko

Unter der Wartezeit versteht man die Zeit, die von einem beliebigen Zeitpunkt t_1 bis zum erstmaligen Eintreten des betrachteten Ereignisses zum Zeitpunkt t_2 verstreicht. Die Wartezeitverteilung gibt somit die Wahrscheinlichkeit dafür an, dass man vom Zeitpunkt t_1 bis zum Zeitpunkt t_2 warten muss, bis das betrachtete Ereignis erstmalig eintritt. Sie ist also das Produkt aus der Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis zum Zeitpunkt t_2 erstmalig auftritt, multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit, dass es vorher noch nicht aufgetreten ist. Bezeichnet man den Wert der Wartezeitverteilung mit $g(t_1, t_2)$, wobei t_1 der Startwert ist, so gilt

$$g(t_1, t_2) = p_{t_2} \cdot \prod_{i=t_1}^{t_2-1} (1 - p_i). \quad (4.3)$$

Die p_i können dabei zeitlich variieren. Die Verteilung ist dann instationär. Gerade die Veränderungen im Laufe der Zeit sind entscheidend für die Veränderung der Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines betrachteten Ereignisses - in unserem Fall eines relativen Extremwertes.

Die Wiederkehrzeit τ ist nun der Erwartungswert der Wartezeitverteilung. Sie ist also die Summe aus allen möglichen Wartezeiten, multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit, dass nach genau dieser Zeit erstmalig ein betrachtetes Ereignis eintritt. Es gilt also

$$\tau = E(g(t_1, t_2)) = \prod_{t_2=t_1}^{\infty} (t_2 - t_1) \cdot g(t_1, t_2). \quad (4.4)$$

Aus der Wartezeitverteilung lässt sich auch das Risiko des Eintritts eines bestimmten Ereignisses ermitteln, also die Wahrscheinlichkeit, dass innerhalb eines bestimmten Zeitraumes ein Ereignis mindestens einmal auftritt. Hat der betrachtete Zeitraum die Länge n , so kann das Ereignis zu den Zeitpunkten $t = 1, t = 2, \dots, t = n$ eintreten (mehrfaches Eintreten möglich). Addiert man diese Wahrscheinlichkeiten, so gilt für das Risiko R

$$R_n = \sum_{k=1}^n p_i \cdot (1 - p_i)^{k-1}. \quad (4.5)$$

Bei den vorliegenden Untersuchungen werden die empirischen Ergebnisse mit den auf der Basis der Wahrscheinlichkeitsverteilungen (vgl Kapitel 3) ermittelten verglichen. Die verschiedenen Verteilungen liefern dabei verschiedene Werte für die Überschreitungswahrscheinlichkeit p und damit verschiedene Werte für die Wiederkehrzeit und das Risiko. Der Vollständigkeit halber sei erwähnt, dass sich bei Zugrundelegung der empirischen Häufigkeitsverteilung die Eintrittswahrscheinlichkeit aus der Anzahl der Extremereignisse E , geteilt durch die Intervalllänge n , ergibt. Mithin gilt in diesem Fall $p = E/n$.

4.2.3 Trockenperioden und Clusteruntersuchungen

Die Untersuchungen von Trockenperioden bei Niederschlagsdaten sowie allgemeiner von Clustern bei Temperatur- und Niederschlagsdaten haben das Ziel, Aussagen über die Andauer und deren Änderung bei relativen Extremereignissen zu machen. Entsprechende Untersuchungen beziehen sich in der Regel auf ununterbrochene Abfolgen relativer Extremereignisse, die sogenannten 'consecutive days' (vgl. z. B. [9],[11]). Für Niederschlagstagesdaten wird auch in diesem Projekt eine entsprechende Untersuchung von Trockenperioden durchgeführt. Trockenperioden sind dabei Zeiträume, in denen der Niederschlag an aufeinander folgenden Tagen unterhalb des hydrologisch wirksamen Niederschlages von 1mm liegt [6].

Um auch Aussagen über die Häufung von Extremereignissen mit Unterbrechungen machen zu können, wird als neue Methode die der zeitlichen Clusteruntersuchungen verwendet. In der Literatur wird der Begriff Cluster in der Regel für ein Gebiet verwendet, in dem die untersuchten Stationen gleiche oder ähnliche Charakteristika der Klimaelemente aufweisen [1] [36]. Demgegenüber wird in diesem Projekt der Begriff Cluster als Häufung von relativen Extremereignissen innerhalb einer Zeitreihe interpretiert.

Bei der Untersuchung wird zuerst die Breite C eines Intervalles festgelegt, danach die Mindestzahl E von relativen Extremwerten innerhalb dieses Intervalls. Für E gilt dabei $1 \leq E \leq C$; es sollte also mindestens ein Extremwert im Intervall liegen, und es können höchstens so viele Extreme im Intervall liegen, wie das Intervall Elemente hat. Für den

Fall $C = E$ geht diese Betrachtungsweise in die der 'consecutive days' über. Gilt $E < C$, so sind Unterbrechungen in der Abfolge der relativen Extremwerte möglich.

Diese Betrachtungsweise erweist sich vor allem bei Niederschlagsdaten als sinnvoll. Hier interessiert bei hohen Niederschlägen je nach Fragestellung eher die Mindest- oder Gesamtsumme des Niederschlages in einem Zeitraum als die Bedingung, dass jeder einzelne Niederschlagswert oberhalb einer vorgegebenen Schranke liegt. Umgekehrt kann man bei einer einmaligen Unterbrechung einer Trockenperiode durch einen schwaches Niederschlagsereignis (und damit die 'Teilung' der Trockenperiode in zwei Einzelperioden) dieses Ereignis bei der Clusterbetrachtung das Gesamtereignis behandeln. Auch bei Temperaturdaten kann eine solche Betrachtung sinnvoll sein, z. B. wenn man eine kurzfristige Unterbrechung einer Frost- oder Hitzeperiode 'ignorieren' möchte.

4.3 Analysemethode für Monatsdaten

Bei der Auswertung der Monatsdaten ist das Vorgehen für Niederschlags- und Temperaturdaten identisch, lediglich die gewählten Grenzen der relativen Extremwerte unterscheiden sich. Für jede Station werden der Mittelwert μ und die Standardabweichung σ der Klimadaten-Zeitreihen bestimmt. Daraus werden die (stationsabhängigen) Schrankenwerte abgeleitet, für die die Analysen durchgeführt werden. Die übrigen Untersuchungsparameter werden entsprechend Tabelle 4.1 gewählt. Diese unterscheiden sich für Niederschlags- und Temperaturdaten nicht.

Die Vorgehensweise bei der Analyse der Daten entspricht den in der folgenden Liste aufgezählten Schritten. Die entsprechenden Analysen werden sowohl für die Gesamtdaten als auch zeitlich gleitend für die einzelnen Fenster durchgeführt. Die jahreszeitlichen Unterschiede in der Varianz der Daten bleiben bei der Analyse unberücksichtigt.

1. Eliminieren des Jahresganges; der Jahresgang wird aus den Daten des jeweiligen Fensters ermittelt
2. Anpassen der Häufigkeitsverteilungen; es werden die Gumbel-, Weibull- und Normalverteilung angepasst
3. Test der Anpassungsgüte mit dem Kolmogoroff-Smirnoff-Test sowie dem χ^2 -Test
4. Monatliches Ermitteln der theoretischen/empirischen Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeiten
5. Berechnen der Wartezeitverteilungen, Wiederkehrzeiten und Risikogrößen
6. Berechnen der Jahrzehnt- und Jahrhundertereignisse
7. Auszählen der Cluster

Tabelle 4.1: Parameter der Analysen der Monatsdaten

Untersuchungsparameter	Temperaturdaten	Niederschlagsdaten
Schranke ¹	$\mu \pm 5 \cdot \sigma$	$\mu \pm n \cdot \sigma$, $n=-1;1;2;3$
Schrankenrichtung ¹	+5: obere Schranke, -5: untere Schranke	$n=-1$: untere Schranke, $n=1;2;3$: obere Schranke
Fensterbreite ²	120 Monate	120 Monate
Verschiebung bei gleitender Analyse	12 Monate	12 Monate
Zeitspanne ³	12/120/1200 Monate	12/120/1200 Monate
Risiko ⁴	90/99/99,9 %	90/99/99,9 %
Ereignisse mit Wiederkehrzeit von...	10/100 Jahren	10/100 Jahren
Cluster ⁵	C3E2 und C7E3	C3E2 und C7E3

1) Die Auswahl von ganzzahligen Faktoren zur Bestimmung des Werts der Schranke sowie die Festlegung der Schrankenrichtung in Abhängigkeit der Faktoren erfolgt als sinnvolle Beschränkung des Umfangs der Analysen.

2) Die Fensterbreite von 120 Monaten liefert ausreichend Daten für die Anpassung der Häufigkeitsverteilungen, lässt aber auch die gleitende Analyse der CLINO-Intervalle zu.

3) Für diese Zeitspanne wird das Risiko des Auftretens mindestens eines relativen Extremwertes berechnet.

4) Für diesen Risikowert wird die Zeitspanne berechnet, bis er erstmals überschritten ist.

5) Um als Extremwertcluster detektiert zu werden, müssen in einem Intervall der Breite C mindestens E relative Extremwerte liegen.

Die Anpassung der Normalverteilung erfolgt über die Ermittlung des Mittelwerts und der Standardabweichung, die der Gumbelverteilung über die Momentenmethode. Bei der Weibullverteilung dient der Minimalwert als Schätzer für den Wert des Lageparameters; Streu- und Formparameter werden in einem iterativen Verfahren mit Hilfe der Gammafunktion bestimmt [35].

4.4 Analysemethode für Tagesdaten

Auch bei den Tagesdaten werden die Untersuchungen sowohl für die Gesamtdaten als auch für die einzelnen Fenster durchgeführt. Allerdings unterscheidet sich die Vorgehensweise bei der Analyse der Tagesdaten aufgrund der Datenstruktur von der Vorgehensweise bei der Analyse der Monatsdaten.

Beim Niederschlag weicht die Verteilung der Tagessummen stark von der der Monatssummen ab. So ist eine Niederschlagssumme von 0 mm bei Monatsdaten sehr selten, bei Tagesdaten jedoch sehr häufig. Dies beeinflusst auch die Wahl der Schrankenwerte für die relativen Extremwerte.

Bei den Temperaturdaten zeigen sich durch die jeweiligen Witterungszustände bzw. de-

ren Wechsel Schwankungen, die dem starken Jahresgang überlagert sind. Dies erfordert die Verwendung eines Tiefpassfilters, der die Witterungsschwankungen ausgleicht. Nur so kann bei Tagesdaten der Temperatur die Streuung richtig erfasst werden, während bei Monatsdaten der Temperatur eine monatliche Mittelbildung ausreicht.

Darüber hinaus werden für die Tagesdaten nicht Jahrzehnt- und Jahrhundertereignisse berechnet, sondern Jahres- und Jahrzehntereignisse. Die Berechnung von Jahrhundertereignissen bei Tagesdaten wäre zwar grundsätzlich möglich, jedoch ist der Rechenaufwand extrem hoch.

Die folgenden Kapitel beschreiben das Vorgehen bei der Analyse der Tagesdaten detailliert für Niederschlags- und Temperaturdaten.

4.4.1 Niederschlagsdaten

Tabelle 4.2: Parameter der Analysen der Niederschlagstagesdaten

Untersuchungsparameter	Wert für Niederschlagstagesdaten
Schranke	95/98/99/99.5 % Perzentil
Schrankenrichtung	nur obere Schranken
Fensterbreite ¹	10 Jahre
Verschiebung bei gleitender Analyse	1 Jahr
Zeitspanne	365/3650 Tage
Risiko	90/99 %
Ereignisse mit Wiederkehrzeit von...	1/10 Jahren
Cluster	C3E2 und C7E3

1) Die Fensterbreite ermöglicht einen direkten Vergleich der Ergebnisse der Tages- und Monatsdaten. Die Wahl einer kleineren Fensterbreite ist bei Tagesdaten möglich.

Bei den Niederschlagstagesdaten werden einige Untersuchungsparameter anders gewählt als bei den Monatsdaten bzw. den Temperaturtagesdaten. Dies gilt insbesondere für die Schrankenwerte. Aufgrund der Datenstruktur erweist sich die Wahl von Perzentilen als Schrankenwerte geeignet, darüber hinaus ist nur eine Auswertung oberer Schranken sinnvoll. Die Untersuchungsparameter wurden entsprechend Tabelle 4.2 gewählt, die Erläuterungen aus Tabelle 4.1 gelten entsprechend.

Die Vorgehensweise bei der Analyse der Niederschlagstagesdaten ist der der Monatsdaten aus Kapitel 4.3 ähnlich. Sie unterscheidet sich jedoch dadurch, dass der mittlere Jahresgang nicht eliminiert wird. Darüber hinaus erfolgt die Verteilungsanpassung monatlich (nur Weibullverteilung), wobei nur die von Null verschiedenen Ereignisse berücksichtigt werden. Mithilfe eines Faktors ' $Zahl\ der\ Ereignisse \neq 0 : Gesamtzahl\ der\ Ereignisse$ ' werden Wartezeitverteilung, Wiederkehrzeit und Risiko bestimmt. Durch dieses Verfahren erreicht man eine bessere Anpassung der Weibullverteilung an die Daten, als dies bei Berücksichtigung

aller Daten gelingt. Darüber hinaus stehen die Daten mit dem Wert Null für unterschiedliche Ereignisse: Für Tage ohne Niederschlag und für Tage mit nicht messbarem Niederschlag. Da diese nicht (mehr) unterscheidbar sind, ist eine Verwendung der Daten nicht sinnvoll. Allerdings bedeutet dies, dass die Zahl der Ereignisse ' $\neq 0$ ' für die einzelnen Intervalle und die einzelnen Monate nicht konstant ist. Wie in Kapitel 4.2.3 erwähnt, werden für die Niederschlagstagesdaten auch die Trockenperioden bestimmt. Die Vorgehensweise insgesamt ist also wie folgt:

1. Monatliche Anpassung der Weibullverteilung an alle Daten gleicher Monate im Untersuchungsintervall
2. Anpassen der Weibullverteilung an die von Null verschiedenen Ereignisse
3. Test der Anpassungsgüte mit dem Kolmogoroff-Smirnoff-Test sowie dem χ^2 -Test
4. Monatliches Ermitteln der theoretischen/empirischen Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeiten
5. Berechnen der Wartezeitverteilungen, Wiederkehrzeiten und Risikogrößen
6. Berechnen der Jahres- und Jahrzehntereignisse
7. Auszählen der Cluster und Trockenperioden

4.4.2 Temperaturdaten

Tabelle 4.3: Parameter der Analysen der Temperaturtagesdaten

Untersuchungsparameter	Wert für Temperaturtagesdaten
Schranke	$\pm 1.25/1.5/1.75/2 \cdot \sigma$
Schrankenrichtung	+: obere Schranken -: untere Schranken
Fensterbreite ¹	10 Jahre
Verschiebung bei gleitender Analyse	1 Jahr
Zeitspanne	365/3650 Tage
Risiko	90/99 %
Ereignisse mit Wiederkehrzeit von...	1/10 Jahren
Cluster	C3E2 und C7E3

1) Die Fensterbreite ermöglicht einen direkten Vergleich der Ergebnisse der Tages- und Monatsdaten. Die Wahl einer kleineren Fensterbreite ist bei Tagesdaten möglich.

Bei der Auswertung der Temperaturtagesdaten wird der Jahresgang bei der Festlegung der Schrankenwerte nicht eliminiert. Die Parameter der Auswertungen für Temperaturtagesdaten liefert Tabelle 4.3, auch hier gelten die Erläuterungen aus den Tabellen 4.1 sowie 4.2 entsprechend.

Bei den Temperaturtagesdaten wird monatlich die Differenz der Zeitreihenwerte zu einer 30-tägig tiefpassgefilterten Kurve bestimmt. An diese 'Differenzdaten' werden die theoretischen Verteilungen angepasst. Der Jahresgang wird mit Hilfe eines 70-tägigen Tiefpassfilters approximiert. Mit Hilfe dieses approximierten Jahresganges sowie der monatlichen Wahrscheinlichkeitsdichteverteilungen werden die Überschreitungswahrscheinlichkeiten sowie die übrigen Größen entsprechend der folgenden Vorgehensweise bestimmt:

1. Bestimmung der Streuung der Ereignisse um die 30-tägig tiefpassgefilterte Kurve
2. Monatliche Anpassung der Weibull- Gumbel- und Normalverteilung an die zuvor ermittelten Streuungswerte
3. Test der Anpassungsgüte mit dem Kolmogoroff-Smirnoff-Test sowie dem χ^2 -Test
4. Monatliches Ermitteln der theoretischen/empirischen Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeiten mit Hilfe der zuvor angepassten Verteilungen und deren jahreszeitliche Verschiebung entsprechend einem 70-tägigen Tiefpassfilter als Approximation des Jahresganges
5. Berechnen der Wartezeitverteilungen, Wiederkehrzeiten und Risikogrößen
6. Berechnen der Jahres- und Jahrzehntereignisse
7. Auszählen der Cluster

4.5 Bemerkungen zur Datenauswertung

Zur Validierung der Qualität der angepassten Verteilungen werden die berechneten statistischen Größen mit den sich aus den empirischen Daten ergebenden Größen verglichen. Dabei muss aber berücksichtigt werden, dass besonders die empirischen Daten mit einer Zufälligkeit behaftet sind. Man kann also keine genaue Übereinstimmung der berechneten und der empirischen Daten erwarten. Im Gegenteil: es sollten sogar gelegentlich deutliche Abweichungen auftreten, wie sie z. B. in den Abbildungen 5.8 und 5.9 erkennbar sind. Diese Abweichungen dürfen nicht als Beleg für eine schlechte Anpassung der Verteilungen interpretiert werden.

Bei der Datenauswertung werden lineare Trends als Maß für die Änderungen der betrachteten Größen berechnet. Dies ist eigentlich nicht zulässig, da die Daten nicht die Voraussetzungen für eine solche Analyse erfüllen. Denn zum einen sind sie nicht normalverteilt, zum anderen sind sie nicht voneinander unabhängig. Dennoch erweisen sich die entsprechenden

Auswertungen in gewisser Weise als aussagekräftig, sowohl bei der räumlichen Differenzierung der Ergebnisse, als auch beim Vergleich der Ergebnisse mit denen der Analysemethode II, welche ausschließlich mathematisch signifikante Ergebnisse liefert (vgl. Kapitel 6).

Bei der räumlichen Darstellung der Trends wird dennoch eine Beschränkung auf 4 Klassen vorgenommen, wobei die beiden mittleren Klassen die gleiche Breite haben (vgl. z. B. Abbildung 5.1 oder 5.4). Positive Trends werden immer rot dargestellt, negative Trends blau.

Der Vollständigkeit halber sei noch angemerkt, dass bei einer Intervallbreite von 10 Jahren und einer Zeitreihenlänge von 100 Jahren 91 Intervalle ausgewertet werden können (entsprechend bei 50-jährigen Reihen 41 Intervalle). Das Produkt aus Trend und Intervallanzahl ergibt den Anstieg im betrachteten Zeitraum.

Kapitel 5

Ergebnisse

In diesem Kapitel werden die Ergebnisse der Untersuchungen nach Analysemethode I dargestellt. Dabei werden zuerst die Niederschlagsdaten und dann die Temperaturdaten behandelt, jeweils beginnend mit den Monatsdaten. Da die Winddaten aufgrund ihrer Datenstruktur mit dieser Methode nicht analysiert werden konnten, unterteilt sich das Kapitel in insgesamt vier Einzelkapitel. Diese beginnen jeweils mit einem deutschlandweiten Überblick über die Ergebnisse, bevor dann Ergebnisse einzelner Stationen beschrieben werden. Der Schwerpunkt soll jedoch auf die Darstellung der Ergebnisse der Tagesdaten gelegt werden, da diese nicht nur die Ergebnisse der Monatsdaten bestätigen, sondern auch detaillierter sind und einen wesentlich größeren Stationsumfang haben.

5.1 Ergebnisse der Niederschlagsdaten

5.1.1 Ergebnisse der Niederschlagsmonatsdaten

Einen ersten Überblick über die Änderungen des Verhaltens der Verteilungsparameter der angepassten Verteilungen bei monatlichen Niederschlagsdaten geben die Abbildungen 5.1 bis 5.3. Dargestellt sind die linearen Trends der betreffenden Parameter.

Die Abbildungen 5.1 und 5.2, die die Trends für die Normalverteilung und Gumbelverteilung zeigen, liefern dabei ein ähnliches Bild. Die Lageparameter beider Verteilungen zeigen im Westen Deutschlands einen positiven und im Süden Deutschlands einen stark positiven Trend und somit eine Tendenz zu häufigerem Eintreten von Extremereignissen. Lediglich am Alpenrand, im nördlichen Baden-Württemberg und - auf Basis der Gumbelverteilung - im Emsland gibt es schwach negative Trends. Großräumiger sind diese negativen Trends in weiten Teilen Ostdeutschlands, allerdings schwach ausgeprägt und nicht flächendeckend. Insbesondere die nordöstlichen Gebiete Deutschlands konnten nicht bzw. nur unzureichend erfasst werden, da aus dieser Region wenige/keine Stationsdaten vorliegen.

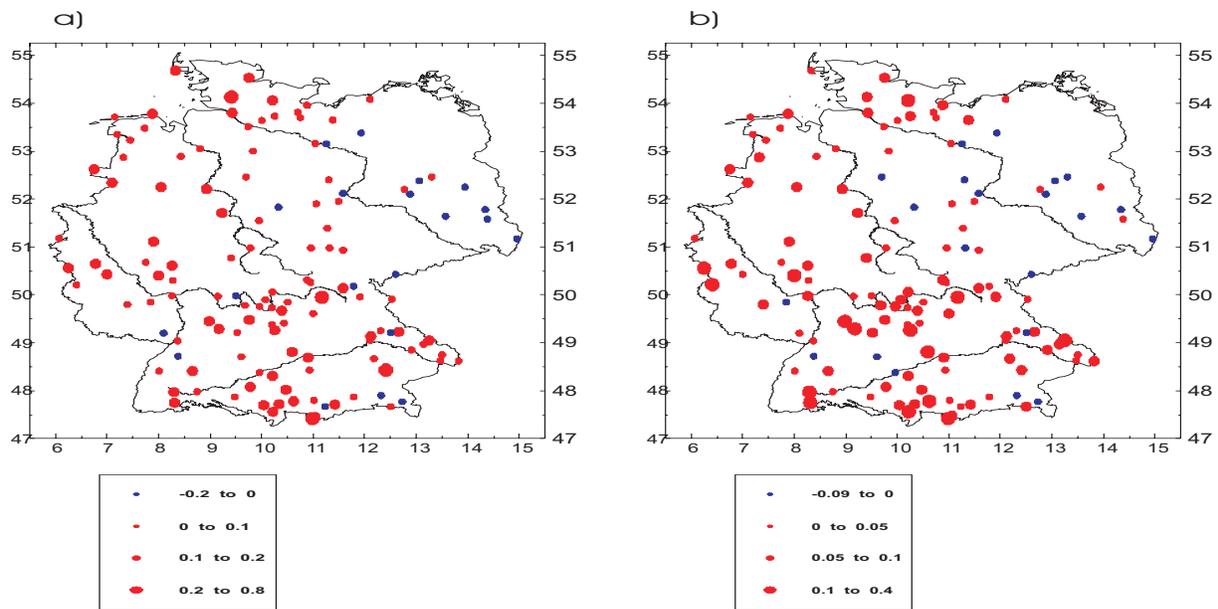


Abbildung 5.1: Trends der Lage- (a) und Streuparameter (b) der Normalverteilung für monatliche Niederschlagsdaten.

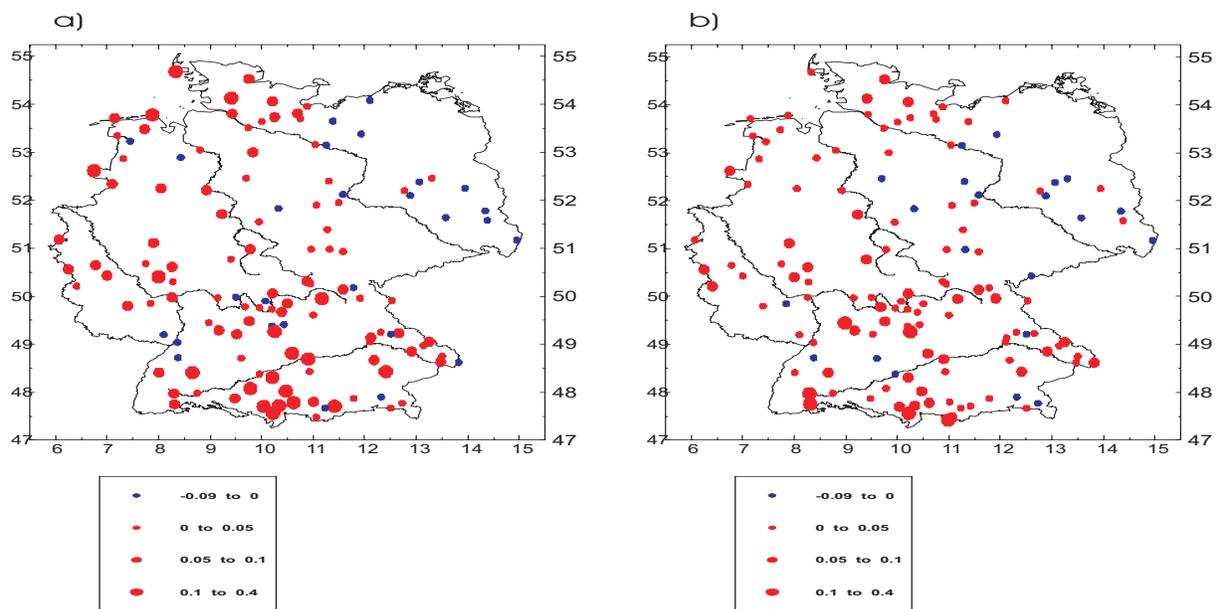


Abbildung 5.2: Trends der Lage- (a) und Streuparameter (b) der Gumbelverteilung für monatliche Niederschlagsdaten.

Ein ähnliches Bild ergibt sich bei der Betrachtung des Trends der Streuung der Verteilungen. Auch hier erkennt man im Westen einen positiven und im Süden einen stark positiven Trend. Im Süden zeigen nur einzelne Stationen einen schwach negativen Trend, dies sind allerdings zum großen Teil die Stationen, bei denen auch der Lageparameter einen negativen

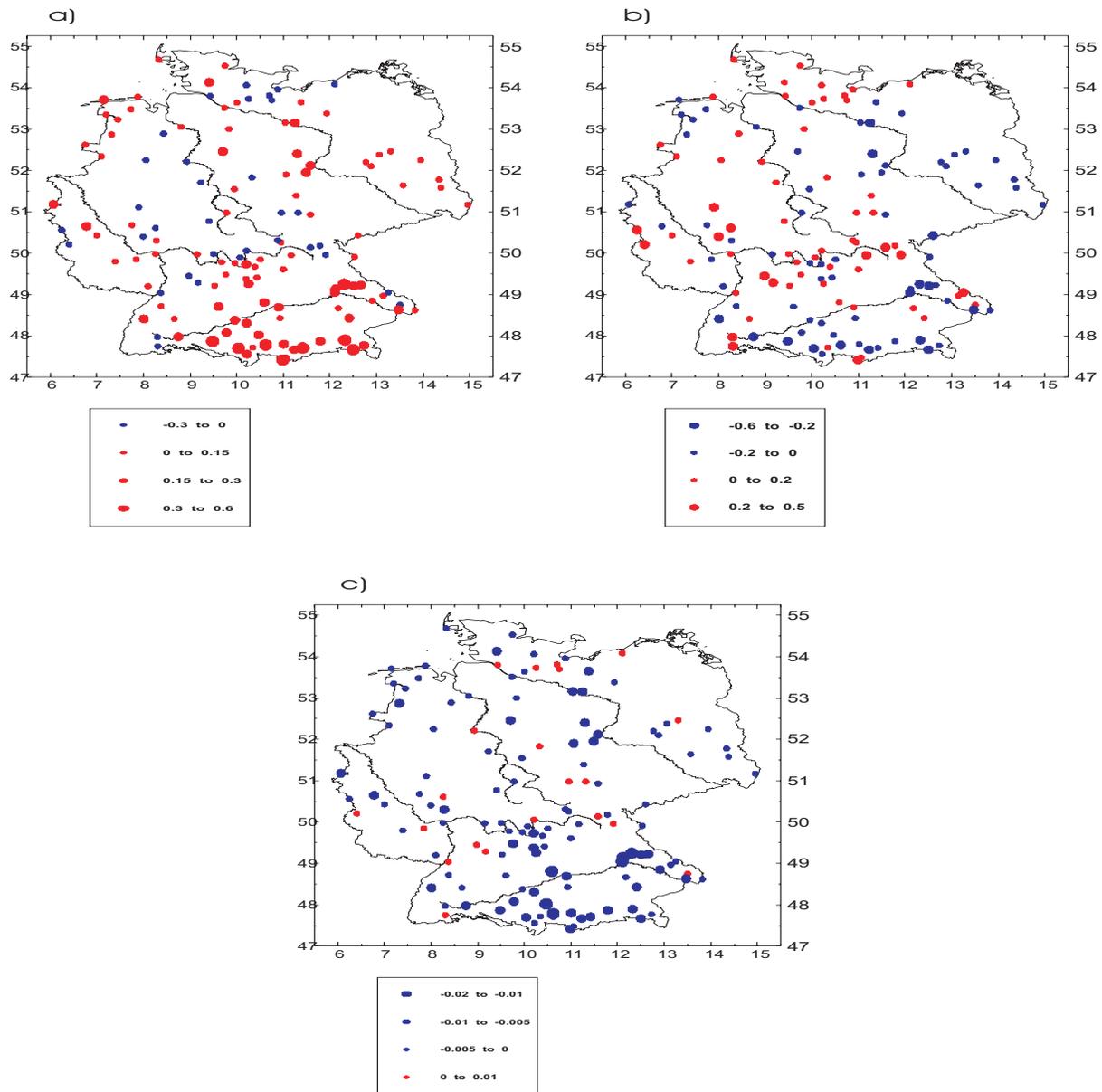


Abbildung 5.3: Trends der Lage-, (a) Streu- (b) und Formparameter (c) der Weibullverteilung für monatliche Niederschlagsdaten.

Trend aufweist. Das gleiche gilt für den Osten Deutschlands.

Insgesamt ergibt sich ein Bild, bei dem in den Gebieten, in denen die mittlere monatliche Niederschlagshöhe zunimmt, auch die Streuung anwächst. In diesen Gebieten kann man also davon sprechen, dass die Niederschläge extremer werden. In den übrigen Gebieten sprechen die Trends der Verteilungsparameter nicht für extremere Niederschläge.

Bei der Weibullverteilung (Abbildung 5.3) müssen die Ergebnisse anders interpretiert werden. Der Lageparameter der Weibullverteilung gibt den jeweils kleinsten Niederschlagswert

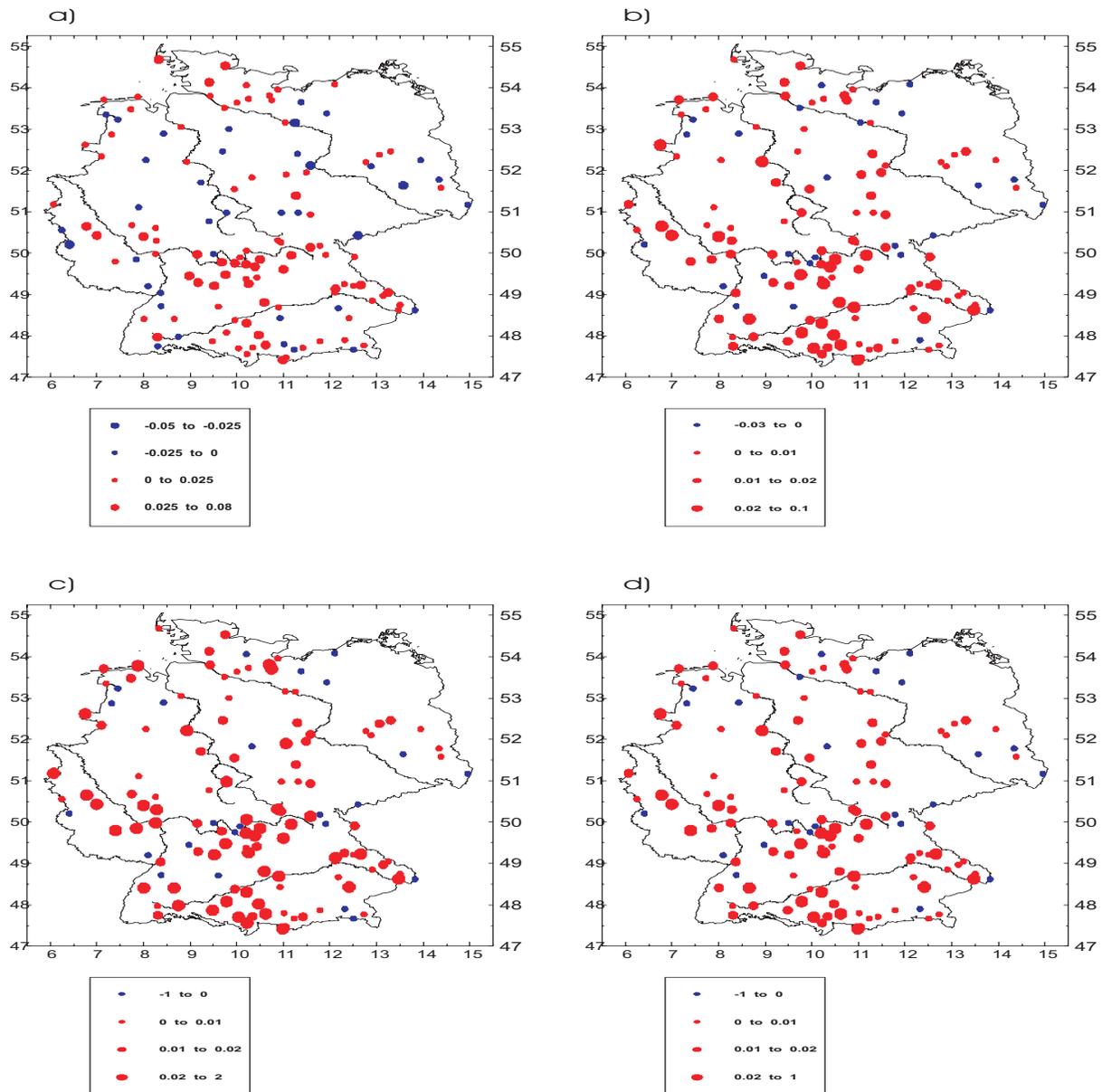


Abbildung 5.4: Trends der Wiederkehrzeit für Ereignisse unterhalb der -1σ -Schranke für die empirischen Daten (a), sowie die angepassten Normal- (b), Gumbel- (c) und Weibullverteilungen (d).

an, der Trend des Lageparameters somit die lineare Änderung des Minimalniederschlags. In der Mitte Deutschlands kann man dabei ein Gebiet zumeist schwacher und dabei überwiegend negativer Trends erkennen, welches sich im Norden bis zur Ostseeküste und im Westen bis zur niederländischen/belgischen Grenze erstreckt. In den übrigen Gebieten, insbesondere im Süden und im Osten, zeigt der Minimalniederschlag einen positiven Trend.

Der Trend des Streuparameters der Weibullverteilung ist im Norden und in der Mitte Deutschlands meist positiv, die stärksten Trends zeigen sich dabei im Einzugsgebiet des

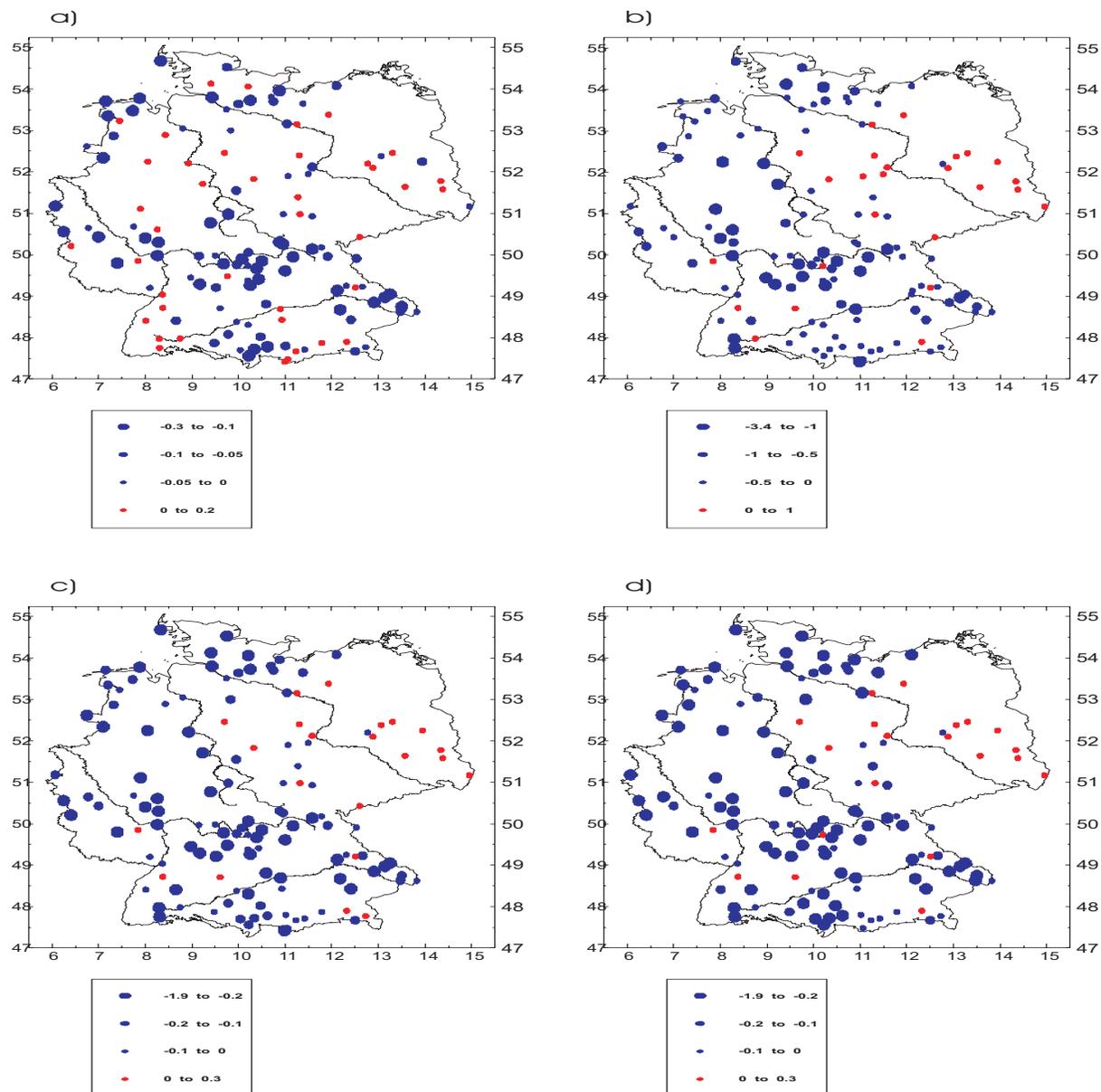


Abbildung 5.5: Trends der Wiederkehrzeit für Ereignisse oberhalb der 2σ -Schranke für die empirischen Daten (a), sowie die angepassten Normal- (b), Gumbel- (c) und Weibullverteilungen (d).

Mains sowie in den Rheinischen Schiefergebirgen. Ebenfalls starke Trends sind - lokal begrenzt - am Bodensee und Alpenrand zu erkennen. Ansonsten sind die Trends des Streuparameters der Weibullverteilung negativ.

Der Trend des Formparameters ist in fast ganz Deutschland mit Ausnahme einzelner Stationen negativ. Die stärksten Trends erkennt man im östlichen Niedersachsen/westlichen Mecklenburg-Vorpommern sowie großräumig im Süden Deutschlands mit Schwerpunkt Bayern. Dabei bedeutet ein positiver Trend in diesem Fall, da der Formparameter - sehr

grob - für alle Stationen zwischen 2 und 3 liegt, daß die Flanken der Funktion steiler werden.

Im Osten Deutschlands ergibt dies insgesamt eine Veränderung zu weniger extremen Monatsniederschlägen, im Westen, insbesondere aber im Süden eine Veränderung zu stärkeren Monatsniederschlägen.

Beispiele für die Trends der Wiederkehrzeiten zeigen die Abbildung 5.4 für die untere -1σ -Schranke und die Abbildung 5.5 für die obere 2σ -Schranke. Der Trend für die obere 1σ -Schranke ist im Anhang dargestellt (Abbildung A.1).

Für die untere Schranke von -1σ zeigt sich für die drei angepassten Verteilungen (Abbildung 5.4, b-d) im gesamten Bundesgebiet mit Ausnahme einzelner Stationen ein positiver Trend in der Wiederkehrzeit. Dies ist gleichbedeutend mit einer Zunahme der Wiederkehrzeiten und somit mit einem selteneren Eintreten der betrachteten Ereignisse. Dieser Trend ist im Süden und Südwesten am stärksten ausgeprägt. Die Größenordnung des Trends ist dabei bei allen Verteilungen gleich. er liegt im Bereich von 1-2 Monaten/100 Jahre. Dabei liegt der Absolutwert der Wiederkehrzeit im mittleren einstelligen Bereich (im Mittel 4 bis 7 Monate), so dass ein Anstieg in der Wiederkehrzeit von 2 Monaten einem Anstieg der Wiederkehrzeit von ca. 20-40% entspricht.

Das Bild für die empirischen Daten (Abbildung 5.4, a) zeigt dagegen in größeren Teilen der norddeutschen Tiefebene und im Osten Deutschlands einen schwach negativen Trend der Wiederkehrzeit und damit ein häufigeres Auftreten trockener Monate. Ansonsten entsprechen die Trends der Wiederkehrzeit bei den empirischen Daten qualitativ denen der mit Hilfe der angepassten Verteilungen ermittelten, quantitativ zeigen sich jedoch Unterschiede (Skalierung beachten). Bei den empirischen Daten ist aber auch die Gefahr größer, daß einzelne Ausreißer und Häufungen von relativen Extremwerten den Trend beeinflussen.

Ein gegenläufiger Trend zeigt sich bei den in Abbildung 5.5 dargestellten Trends für eine obere Schranke von 2σ . Die Teilabbildungen b) - d) zeigen im Westen und insbesondere im Süden einen abnehmenden Trend und damit ein häufigeres Auftreten der relativen Extreme, im Osten jedoch einen positiven Trend und somit ein selteneres Auftreten, wenn auch die Trends im Osten schwächer ausgeprägt sind als in den übrigen Gebieten. Die empirischen Daten zeigen wieder ein etwas anderes Bild. Größere Teile Nord- und Ostdeutschlands zeigen leicht positive Trends für die Wiederkehrzeit von Ereignissen oberhalb der 2σ -Schranke und zeigen damit ein selteneres Eintreten an.

Im folgenden sollen für einige Stationen detaillierte Ergebnisse gezeigt werden, die zum einen repräsentativ für die große Mehrzahl der Stationen sind, zum anderen aber auch Besonderheiten der Auswertungsmethode aufzeigen.

Eine der zentralen Fragen ist dabei die der Qualität der Anpassung für die einzelnen Verteilungen und die Frage, welche Verteilungsfunktion die Wirklichkeit am besten abbildet (vgl auch Kapitel 4.5). Abbildung 5.6 zeigt für die drei oberen Schranken an der Station Mainz je 5 Wartezeitverteilungen; dies sind die aus den empirischen Daten ausgezählte Wartezeitverteilung, die aus den empirischen Daten durch monatliches Einteilen der rela-

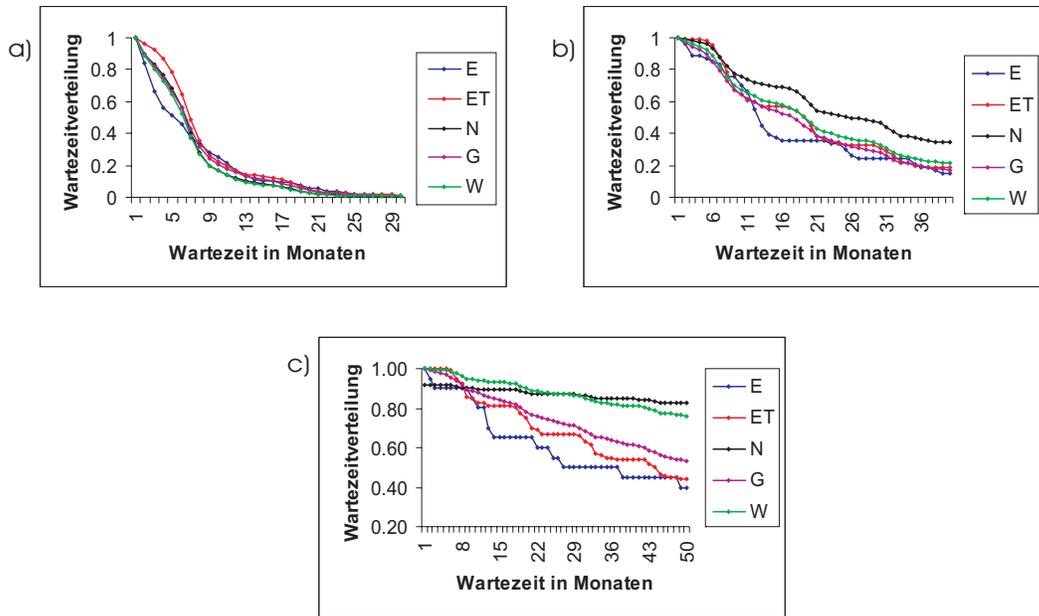


Abbildung 5.6: Wartzeitverteilungen an der Station Mainz ($49,98^{\circ}\text{N}$, $8,26^{\circ}\text{O}$) für die empirischen Daten (E), für eine aus den empirischen Daten gewonnene empirisch-theoretische Verteilung (ET) sowie die Gumbel- (G), Normal- (N) und Weibullverteilung (W). Teilabbildung a) zeigt die 1σ -Schranke, die Teilabbildungen b) und c) zeigen die 2σ - und 3σ -Schranke.

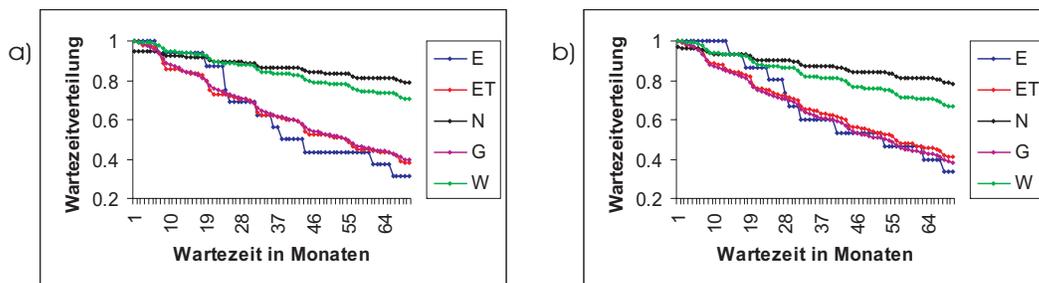


Abbildung 5.7: Wartzeitverteilungen an den Stationen Hannover (a, $52,46^{\circ}\text{N}$, $9,7^{\circ}\text{O}$) und Hof (b, $50,31^{\circ}\text{N}$, $10,88^{\circ}\text{O}$) für die empirischen Daten (E), für eine aus den empirischen Daten gewonnene empirisch-theoretische Verteilung (ET) sowie die Gumbel- (G), Normal- (N) und Weibullverteilung (W). Es ist jeweils die Wartzeitverteilung für die 3σ -Schranke dargestellt.

tiven Extremereignisse gewonnene Wartzeitverteilung (empirisch-theoretische Wartzeitverteilung) sowie die Wartzeitverteilungen für die drei angepassten Verteilungen (Normal-Gumbel- und Weibullverteilung).

Man erkennt, dass bei relativ niedrigen Schranken (Abbildung 5.6, a+b) alle drei theoretischen Verteilungen gut zum Abschätzen der beiden empirischen Wartzeitverteilungen geeignet sind. Wird die Schranke jedoch höher gewählt (Abbildung 5.6, c), so ist die Normalverteilung am schlechtesten und die Gumbelverteilung am besten geeignet. Dieses Bild

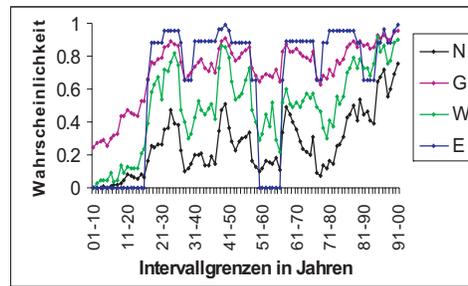


Abbildung 5.8: Risiko für das Überschreiten der 3σ -Schranke (229,16mm) im Zeitraum von 120 Monaten an der Station Attendorn (51,11°N, 7,9°O).

ist typisch bei oberen Schranken von monatlichen Niederschlagssummen, wie auch die Abbildung 5.7 für die Stationen Hannover und Hof zeigt.

Entsprechendes gilt auch für die folgenden Beispiele, die das Risiko des Eintretens eines relativen Extremwertes für die Stationen Attendorn (Abbildung 5.8) und Bornhöved (Abbildung 5.9) zeigen. Das Risiko an der Station Attendorn hat dabei einen für viele Stationen in Deutschland typischen Verlauf. In den ersten Intervallen ist das Risiko klein (weniger extremes Klima), es zeigt aber einen starken Aufwärtstrend. Ab dem Intervall 1917-1926 bleibt das Risiko dann in etwa konstant bzw. zeigt nur noch einen schwachen Aufwärtstrend. Dies stimmt mit den empirischen Daten überein, bei denen der erste relative Extremwert erst 1925 auftritt. Aber auch in den Jahren 1949-1964 ist kein relatives Extremum aufgetreten, obwohl sich die statistischen Eigenschaften der Daten, wie die theoretischen Abschätzungen des Risikos zeigen, kaum verändert haben. Die Gumbelverteilung ist auch hier am besten zum Abschätzen des Risikos geeignet, wahrscheinlich auch in den Zeiten, in denen kein relativer Extremwert eingetreten ist, da man nicht davon ausgehen kann, dass das Risiko für ein relatives Extremereignis null ist, wenn kein relativer Extremwert eintritt! Dies zeigt, dass die empirischen Daten nur bedingt zur Verifikation der theoretischen Verteilungen geeignet sind (vgl Kapitel 4.5)!

Ein Beispiel hierfür ist auch die Station Bornhöved. Abbildung 5.9 zeigt die Überschrei-

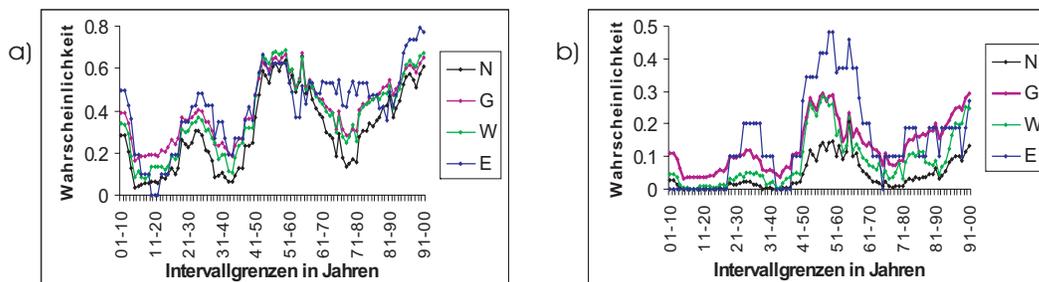


Abbildung 5.9: Risiko für das Überschreiten der 2σ -Schranke (132,46mm, a) und 3σ -Schranke (166,43mm, b) im Zeitraum von 12 Monaten an der Station Bornhöved 54,06°N, 10,21°O.

tungswahrscheinlichkeit der 2σ - und 3σ -Schranke. Im Bereich 1946-1955 wird das Risiko für das Überschreiten der 2σ -Schranke sehr gut abgeschätzt (insbesondere wieder von der Gumbelverteilung), das Risiko für die 3σ -Schranke zeigt in diesem Zeitintervall jedoch große Abweichungen von den empirischen Daten. Dies liegt daran, dass sowohl im Intervall 1946-1955 als auch im Intervall 1947-1956 jeweils 9 Ereignisse über der 2σ -Schranke liegen. Von diese 9 Ereignissen liegen aber jeweils 5 auch über der 3σ -Schranke, also überzufällig viele. Dies erklärt die Abweichung des empirischen und des theoretischen Risikos für das Überschreiten der 3σ -Schranke in diesem Bereich.

Ergänzend sei noch auf das Verhalten der Kurven um das Intervall 1965-1974 hingewiesen. Hier ist das empirische Risiko bei der 2σ -Schranke größer, bei der 3σ -Schranke aber gleich oder kleiner als das theoretisch berechnete. Dies liegt daran, dass hier überzufällig viele Daten im Bereich zwischen der 2σ - und 3σ -Schranke liegen, aber überzufällig wenige (oder keine) oberhalb der 3σ -Schranke.

Die Beobachtung, dass die Gumbelverteilung am besten zum Abschätzen der Eintrittswahrscheinlichkeiten geeignet ist, gilt allerdings nur für obere Schranken. Bei unteren Schranken ergibt sich kein eindeutiges Bild.

5.1.2 Ergebnisse der Niederschlagstagesdaten

Bei den Niederschlagstagesdaten standen 21 100-jährige Reihen und 301 50-jährige Reihen zur Verfügung. Die 100-jährigen Reihen liegen dabei überwiegend in Süddeutschland, die 50-jährigen sind gleichmäßig über Deutschland verteilt.

Abbildung 5.10 zeigt den Trend der Wiederkehrzeit für die 100-jährigen Reihen des Niederschlages am Beispiel des 98%-Perzentils und des 99,5%-Perzentils, jeweils einmal für die empirisch-theoretische Reihe, einmal für die angepasste Weibullverteilung. Dabei ergeben sich für beide Schranken in Süddeutschland überwiegend negative Trends, in Norddeutschland überwiegend positive Trends.

Eine detaillierte räumliche Verteilung zeigen die Karten der 50-jährigen Reihen. So zeigt die Abbildung 5.11 der Trend der Wiederkehrzeit für 4 verschiedene Schranken der empirisch-theoretischen Verteilung, die Abbildung 5.12 den Trend der Wiederkehrzeit für die gleichen Schranken bei der angepassten Weibullverteilung. Besonders interessant ist dabei die Schrankenabhängigkeit der räumlichen Verteilung der Trends.

Für das 95% Perzentil (a) erkennt man bei beiden Abbildungen südlich des Mains sowie im Raum Thüringen überwiegend positive Trends der Wiederkehrzeit, in den übrigen Gebieten dagegen negative Trends. Beim 98% Perzentil (b) liegen die Regionen mit positivem Trend der Wiederkehrzeit im Osten Deutschlands sowie im nordwestlichen Niedersachsen. Bei den empirisch-theoretischen Daten in Abbildung 5.11 erstreckt sich das letztgenannte Gebiet bis nach Schleswig-Holstein, darüber hinaus zeigen auch einige Stationen in Süddeutschland (Alpenrand, Rheingraben) positive Trends. Verschiebt man die Schranke weiter nach oben (98%-Perzentil, c), so zeigen die ostdeutschen Gebiete und das Gebiet im Nordwesten

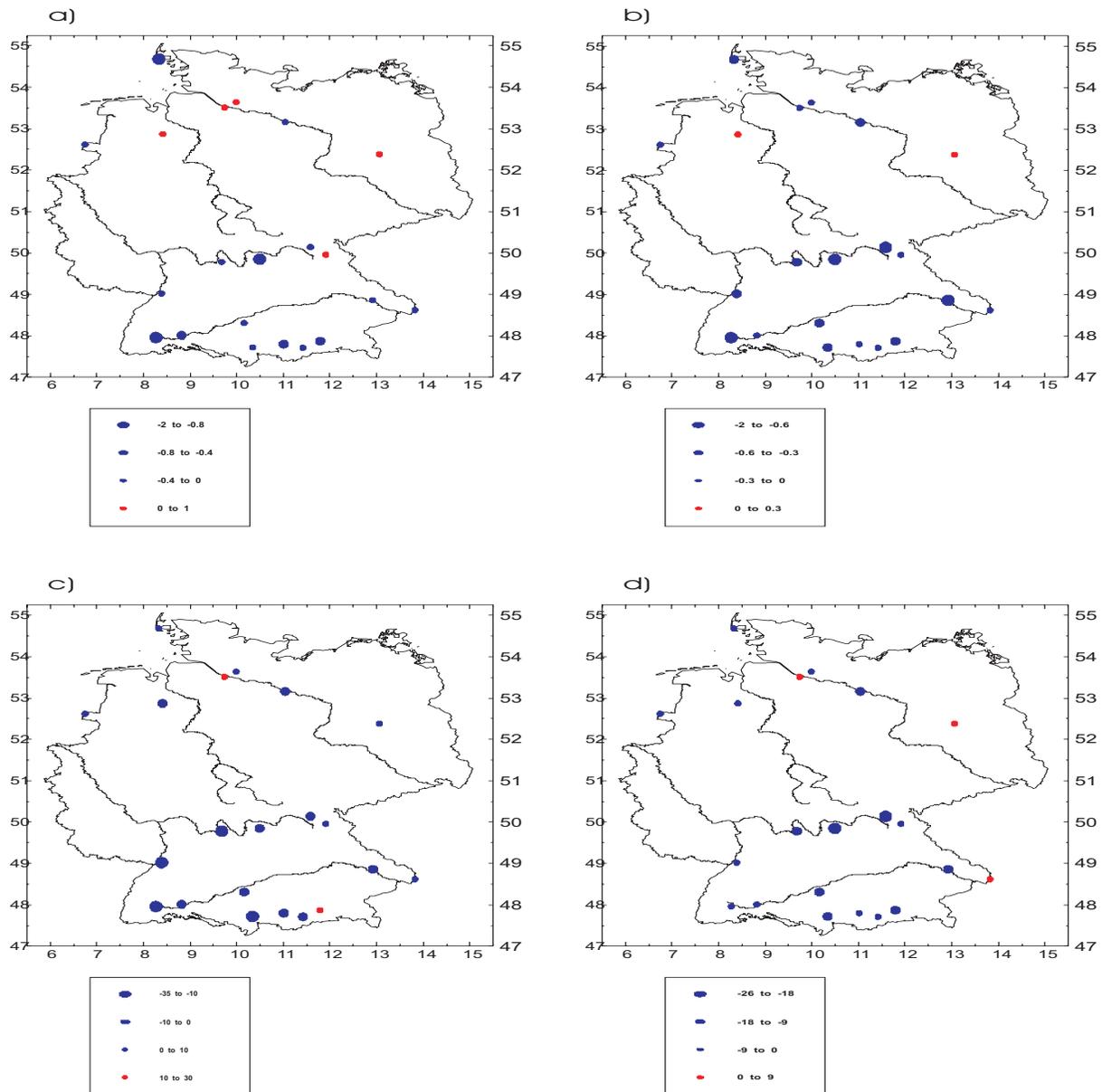


Abbildung 5.10: Trend der Wiederkehrzeit für die 100-jährigen Reihen des Niederschlages am Beispiel zweier Schranken. Obere Reihe: Wiederkehrzeit für das 98% Perzentil, a: empirisch-theoretische Verteilung, b: Weibullverteilung; Untere Reihe: Wiederkehrzeit für das 99,5% Perzentil, c: Empirisch-Theoretische Verteilung, d: Weibullverteilung.

Niedersachsens weiter positive Trends, im übrigen Bundesgebiet erkennt man überwiegend negative Trends, allerdings finden sich dort immer wieder kleinere Gebiete mit positivem Trend, z. B. das Rhein-Main Gebiet. Für das 99,5%-Perzentil zeigen dann nur noch größere Gebiete Süddeutschlands mit Ausnahme des Alpenrandes, Gebiete an Rhein und Ruhr sowie Norddeutschlands negative Trends in der Wiederkehrzeit, die übrigen Gebiete zeigen positive Trends.

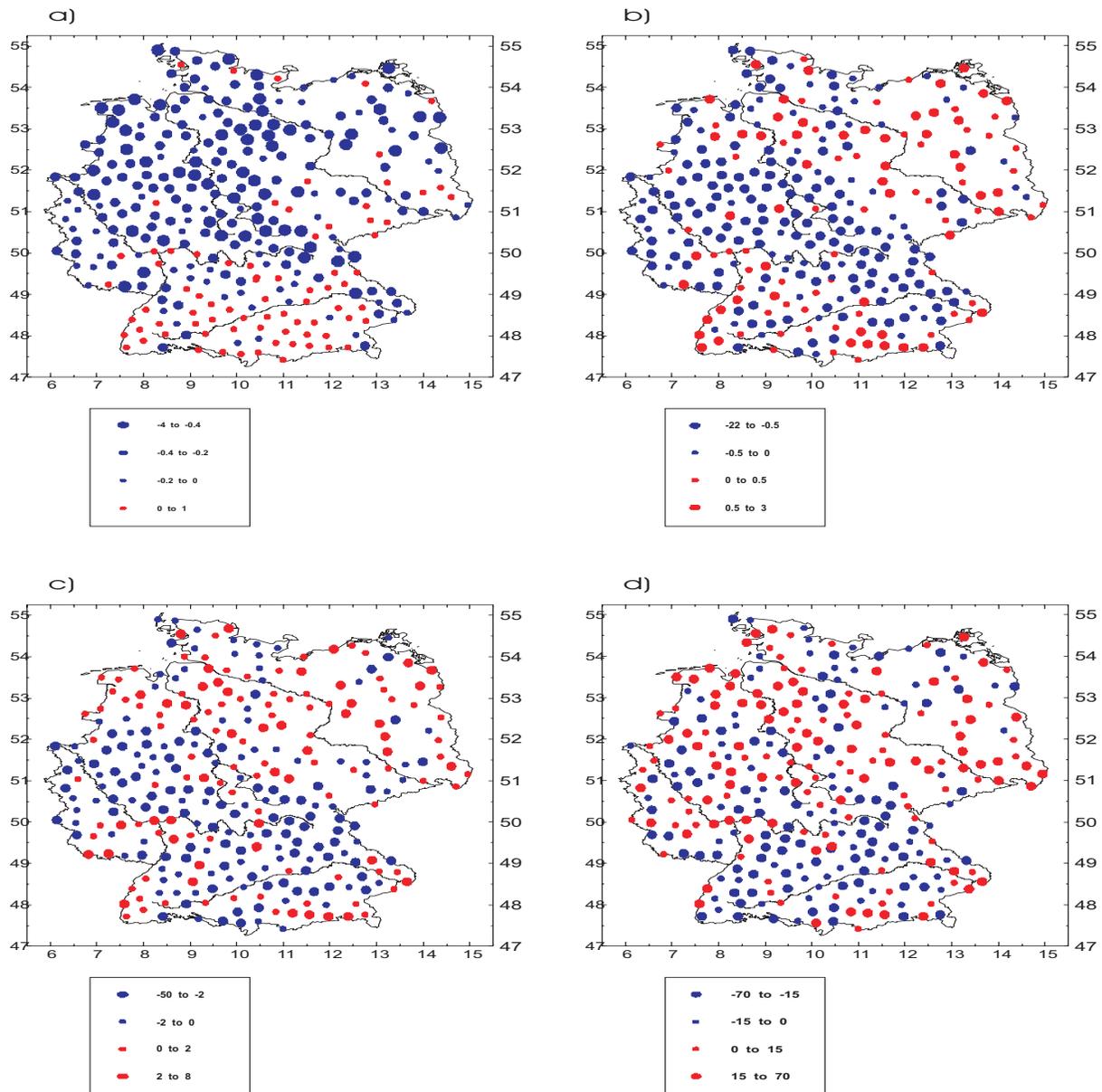


Abbildung 5.11: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen des Niederschlages. Basis sind die empirisch-theoretischen Verteilungen; a) 95% Perzentil, b) 98% Perzentil, c) 99% Perzentil, d) 99.5% Perzentil.

Der Trend ist dabei für die Weibullverteilungen am größten, insbesondere ist aber festzustellen, dass es in fast allen Gebieten Deutschlands mit Ausnahme der Rhein-Ruhr-Region mit Veränderung der Schrankehöhe zu einer Trendumkehr kommt (vgl. Abbildung 5.19). Auffällig ist zudem das Verhalten der Station Berlin-Tempelhof. Sowohl in Abbildung 5.11 als auch in Abbildung 5.12 verläuft der Trend an dieser Station für die 98% und 99%-Schranke entgegen dem Trend der Stationen in der Umgebung. Zusätzlich ist dieser Trend auch noch sehr stark. Möglicherweise liegt dies an der zweimaligen Verlegung der Station.

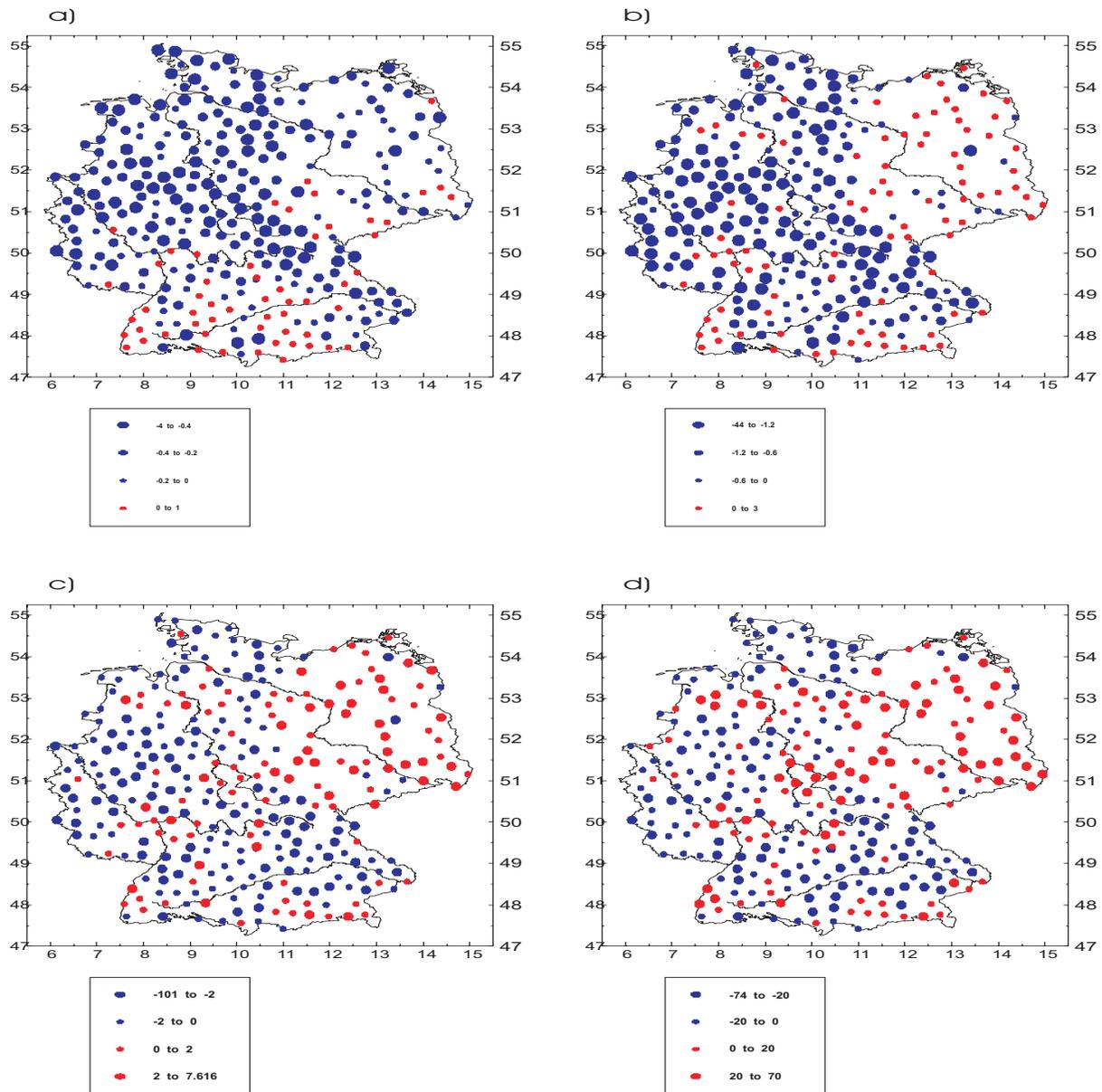


Abbildung 5.12: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen des Niederschlages auf Basis der Weibullverteilung. a) 95% Perzentil, b) 98% Perzentil, c) 99% Perzentil, d) 99.5% Perzentil.

Einen im Vergleich zu den Wiederkehrzeiten umgekehrten Trend zeigen die Trends der Risiken für das Eintreten von Extremereignissen. Abbildung 5.13 zeigt diese Trends für verschiedene Schranken und die Weibullverteilung. Da für die niedrigste Schranke (Abbildung 5.13 a)) das Risiko mit Ausnahme der Station Potsdam konstant gleich 1 ist (also immer ein solches Ereignis eintritt), ist der Trend des Risikos 0 (alle rot markierten Stationen!). Im Anhang A, Abbildung A.2, ist der entsprechende Trend des Risikos für die empirischen Daten dargestellt.

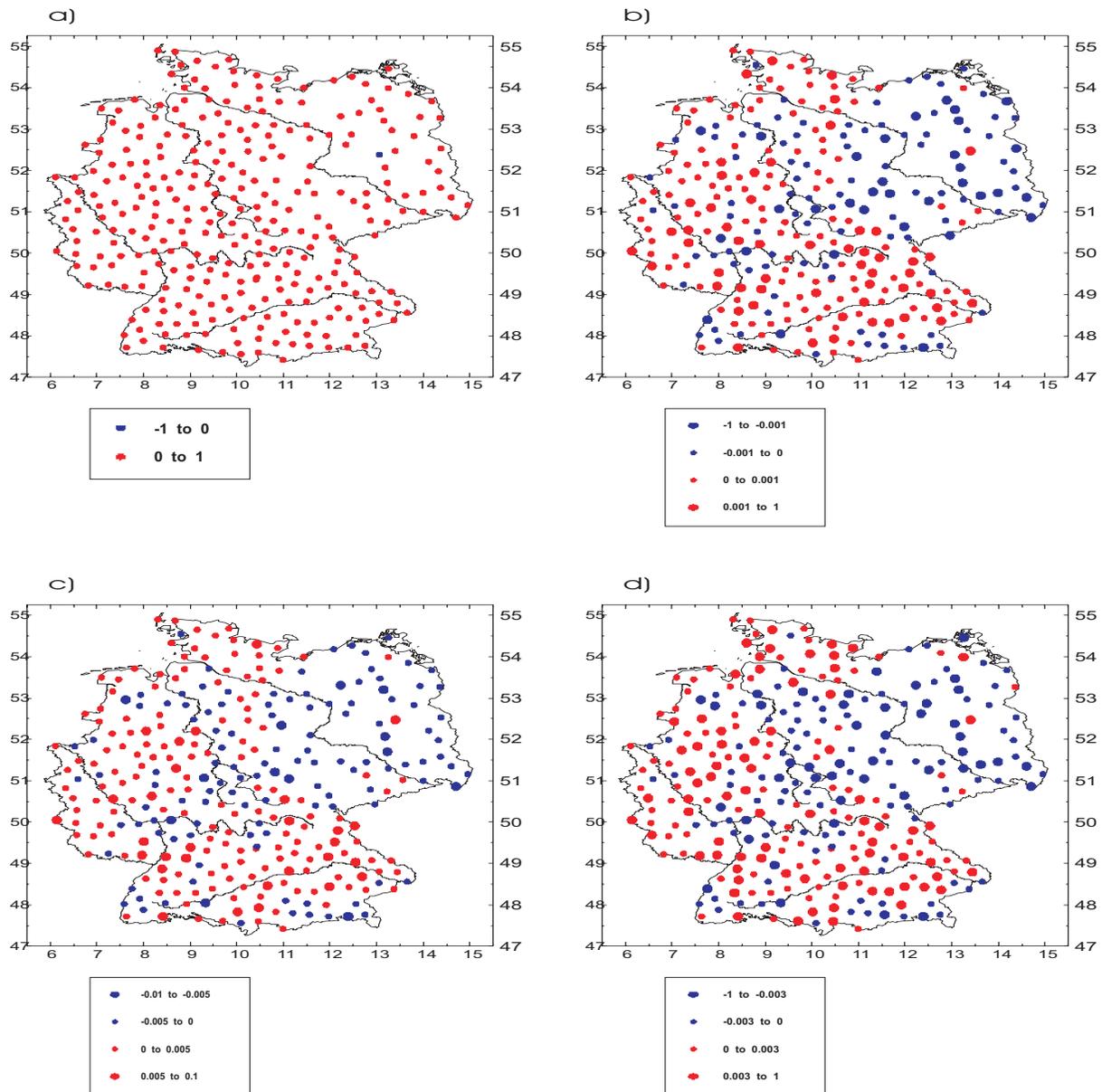


Abbildung 5.13: Trend des Risikos (Wahrscheinlichkeit, dass ein Ereignis oberhalb der betreffenden Schranke mit 90%iger Wahrscheinlichkeit eintritt; Basis ist die angepasste Weibullverteilung. a) 95% Perzentil, b) 98% Perzentil, c) 99% Perzentil, d) 99.5% Perzentil.

Die monatlichen Trends der Form- und Streuparameter zeigen die Abbildungen 5.14 und 5.15. Für die Trends der Lageparameter ergeben sich keine interpretierbaren Trends.

Beim jahreszeitlichen Verlauf der Trends der Formparameter lassen sich grob drei Gebiete in Deutschland unterscheiden, nämlich Süddeutschland etwa südlich des Mains, der Westen westlich der Weser sowie der Osten und Norden. Die stärksten Trends sieht man dabei im Süden Deutschlands (vgl. Mai, August, September), wobei die Trends selbst negativ sind.

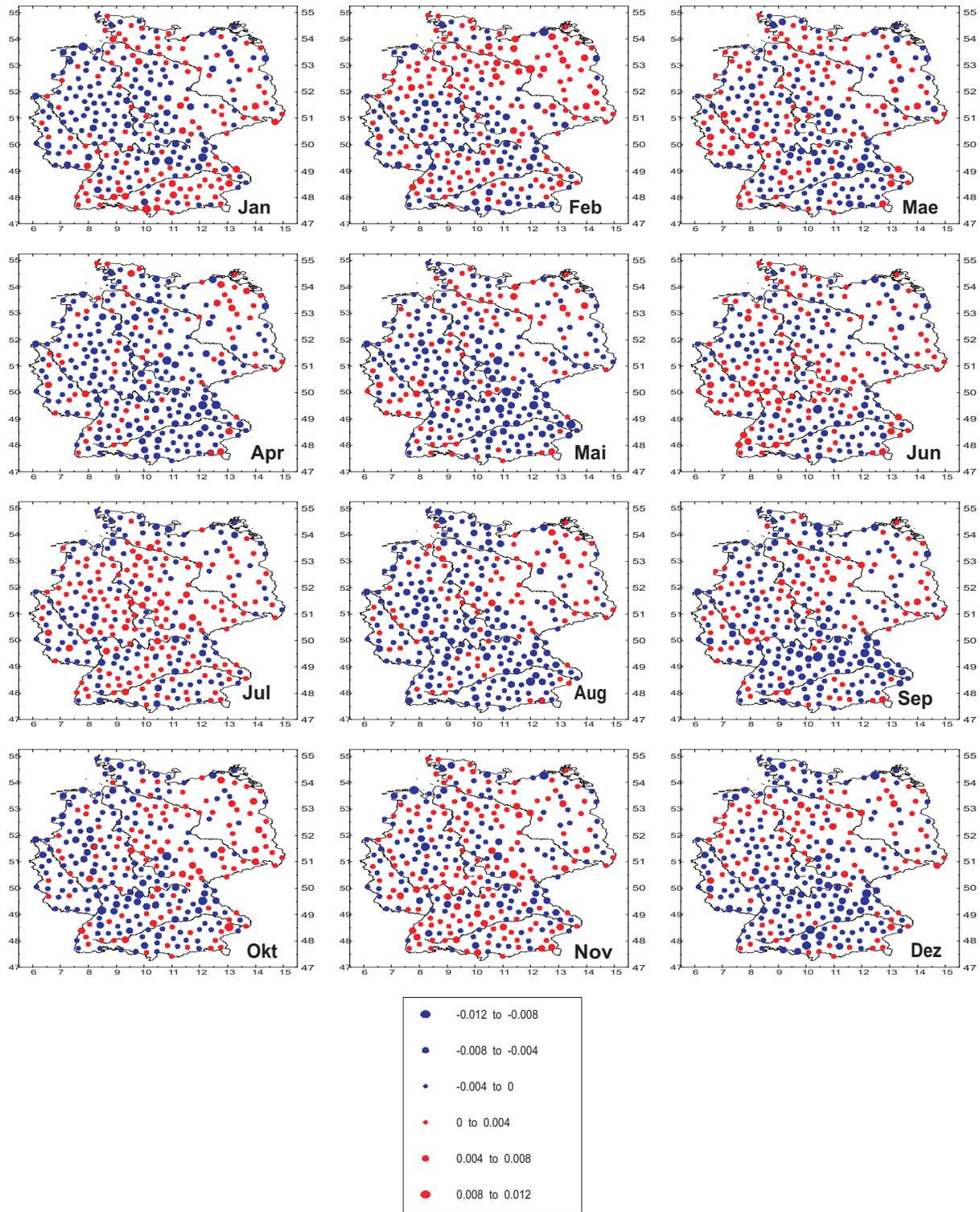


Abbildung 5.14: Monatlicher Trend des Formparameters der angepassten Weibullverteilung.

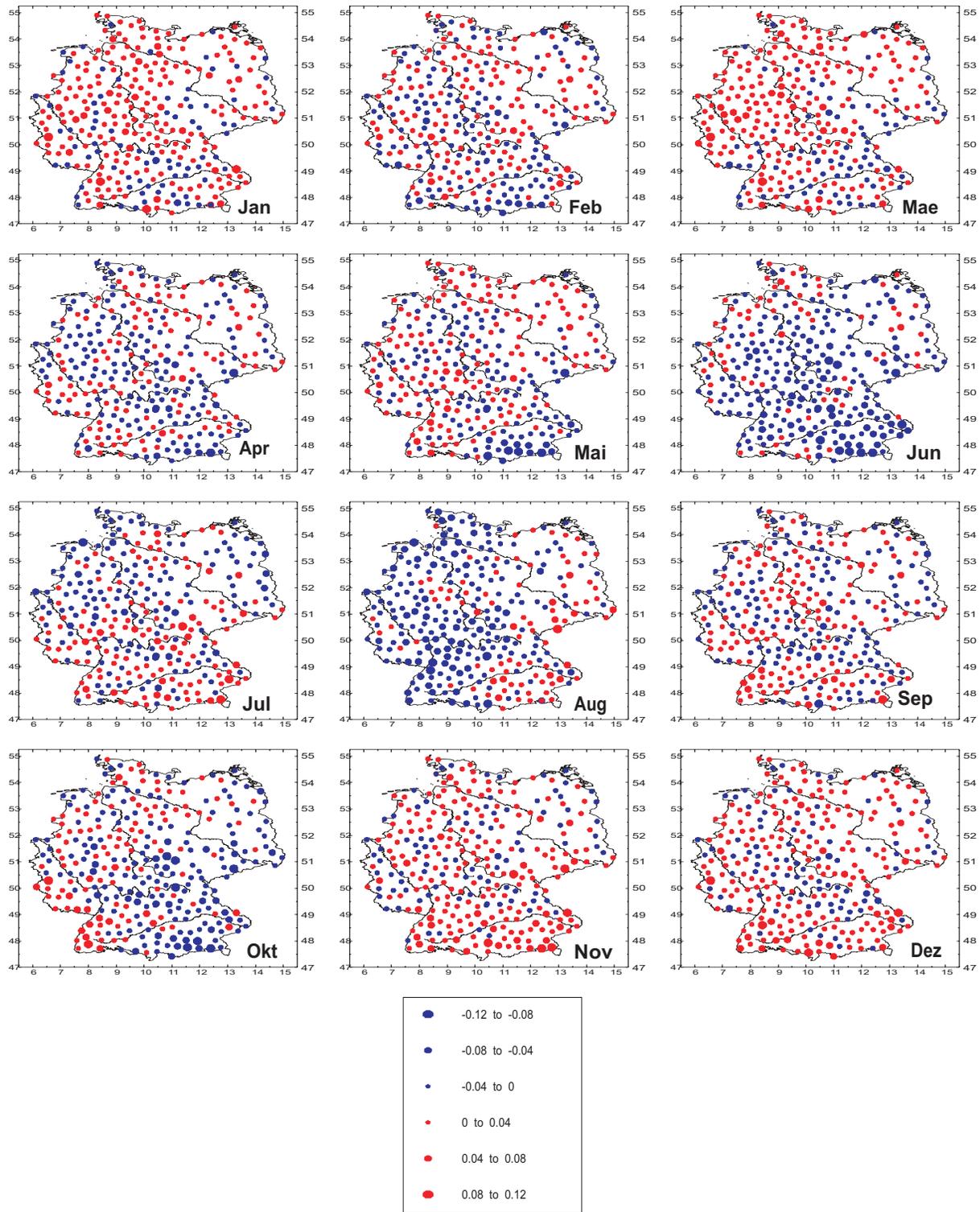


Abbildung 5.15: Monatlicher Trend des Streuparameters der angepassten Weibullverteilung.

Da der Formparameter für alle Stationen zwischen 0 und 1 liegt, bedeutet das einen steileren Abfall vom Maximalwert und ein flacheres Auslaufen hin zu hohen Niederschlagswerten. Dies ist im Süden mit Ausnahme der Monate Januar, Februar, Juli und November der Fall. Auch im Westen zeigen sich negative Trends, allerdings absolut betrachtet schwächer, und hier liegen Ausnahmen im Juni und Juli vor. Der Norden und der Osten sind hingegen von überwiegend positiven Trends des Formparameters gekennzeichnet.

Der Trend des Streuparameters hat hingegen einen jahreszeitlichen Verlauf. Er ist in fast ganz Deutschland im Winter positiv. In den Sommermonaten hingegen, insbesondere im Juni im Süden und in der Mitte Deutschlands sowie im August im Südwesten, ist der Trend negativ. Im Winter nimmt also die Streuung zu, im Sommer nimmt sie ab.

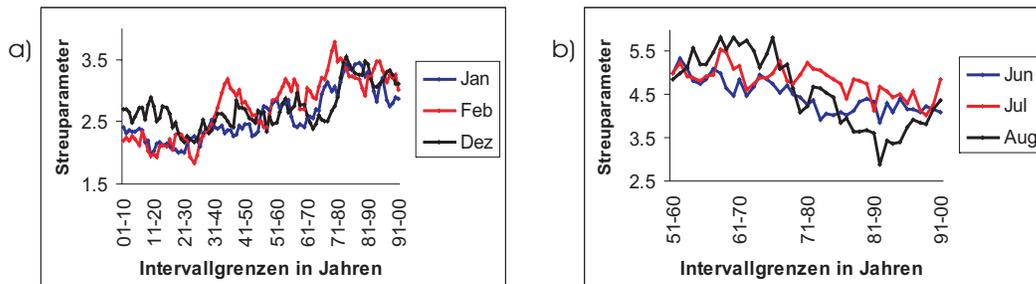


Abbildung 5.16: Streuparameter für die drei Wintermonate an der Station Weissenhorn-Oberreichenbach (a, $48,2^{\circ}\text{N}$, $10,2^{\circ}\text{O}$, 100-jährige Reihe) sowie für die drei Sommermonate an der Station Frankfurt am Main (b, $50,05^{\circ}\text{N}$, $8,6^{\circ}\text{O}$, 50-jährige Reihe).

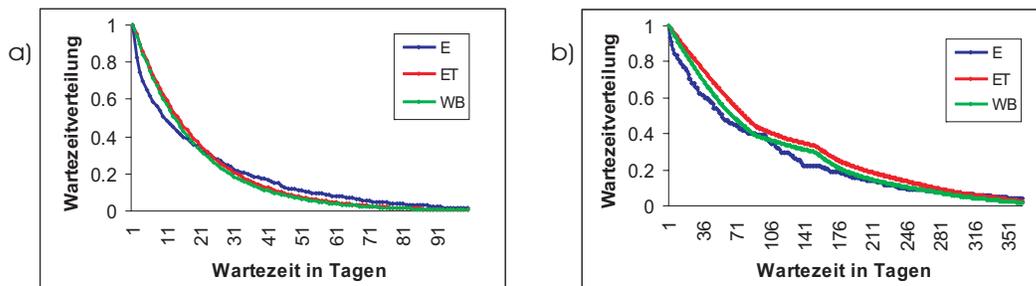


Abbildung 5.17: Wartezeitverteilung am Beispiel der Station Bischbrunn ($49,88^{\circ}\text{N}$, $9,49^{\circ}\text{O}$) für die Schwelle 13mm (a) und 25 mm (b), 100-jährige Reihe).

Anhand zweier Beispiele zeigt dies die Abbildung 5.16. Der Streuparameter an der Station Weissenhorn-Oberreichenbach (a) zeigt für die Wintermonate einen deutlich positiven Trend. Dieser darf, obwohl es sich bei der Station Weissenhorn-Oberreichenbach um eine 100-jährige Reihe handelt, die Abbildungen 5.14 und 5.15 aber auf der Basis von 50-jährigen Reihen erstellt wurden, als repräsentativ für den südwestdeutschen Raum angesehen werden. Demgegenüber zeigt Teil (b) der Abbildung 5.16 die Streuparameter an der Station Frankfurt am Main im Sommer. Hier erkennt man einen negativen Trend wie in Abbildung

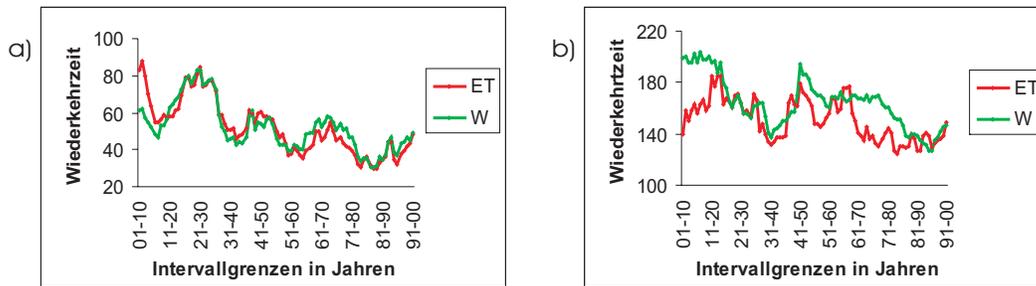


Abbildung 5.18: Wiederkehrzeit für die 95% (a) und 99% Schwelle (b) an der Station Weissenhorn-Oberreichenbach ($48,2^{\circ}\text{N}, 10,2^{\circ}\text{O}$, 100-jährige Reihe).

5.15, der Streuparameter ist jahreszeitlich bedingt größer als an der Station Weissenhorn-Oberreichenbach.

Ein Beispiel für das Aussehen der Wartezeitverteilung liefert die Abbildung 5.17. Die jahreszeitlichen Schwankungen sind bei den Tagesdaten des Niederschlages im Vergleich zu den Monatsdaten nicht so stark, daher ist der Abfall der Wartezeitverteilung nicht stufig, sondern gleichmäßiger. Lediglich bei der höheren Schranke von 25 mm (b) erkennt man einen leichten Knick in der Verteilung nach etwa 180 Tagen, der durch den Jahresgang hervorgerufen wird. Für die niedrigere Schranke (a) fällt auf, dass der Rückgang der Werte der Wartezeitverteilung auf der Basis der Empirischen Daten für kurze Wartezeiten schneller ist als für die Empirisch-Theoretische Verteilung und die Weibullverteilung. Für höhere Wartezeiten wird die Kurve dann flacher. Der Grund hierfür dürfte ein gehäuftes direktes Aufeinanderfolgen von relativen Extremereignissen sein.

Die Abbildung 5.18 zeigt, wiederum für die Station Weissenhorn-Oberreichenbach, die Wiederkehrzeit für das 95%- und das 99%-Perzentil. In beiden Fällen zeigt sich ein Rückgang der Wiederkehrzeit, im Fall a) von ca. 70 Tagen auf ca. 50 Tage, im Fall b) von ca. 190 auf ca. 140 Tage. In beiden Fällen ist die größte Abweichung zwischen der empirisch-theoretischen Verteilung und der Weibullverteilung in den ersten Intervallen zu erkennen. Je höher die Schranke gewählt wird, umso schlechter gelingt auch hier die Anpassung an die empirischen Daten. Auffällig ist darüber hinaus aber das zyklische Schwanken der Wiederkehrzeit für das 95% Perzentil. Der Grund hierfür liegt in der Untersuchungsmethode. Wird ein extremes Ereignis erstmalig im Fenster berücksichtigt, so kann dieses Ereignis zu einem sprunghaften Ansteigen oder Absinken der betrachteten bzw. berechneten Größe führen. Umgekehrt stellen sich wieder die Normalbedingungen ein, wenn das betreffende Ereignis aus dem Fenster herauswandert (vgl. Kapitel 4.5). In Abbildung 5.18 a), sind dies die Anstiege mit den Intervallen 1616-1625, 1938-1947 sowie 1959-1968. Nach 10-maligem Weiterschieben des Fensters fällt das betreffende Ereignis wieder aus dem untersuchten Zeitfenster heraus.

Wie schon in Abbildung 5.11 und 5.12 gezeigt, muss der Trend der Wiederkehrzeit nicht für alle Schranken an einer Station das gleiche Vorzeichen haben. Abbildung 5.19 zeigt dies am Beispiel der Station Schneverdingen. Für die unterste der dargestellten Schranken (a) ist

der Trend sowohl der empirischen Daten als auch der angepassten Weibullverteilung negativ (die Trendgerade für die empirisch-theoretische Verteilung liegt auf der Trendgeraden der Weibullverteilung). Man erwartet also ein selteneres Eintreten von Ereignissen oberhalb dieser Schranke. Bei der 98%-Perzentilschranke (b) hat sich der Trend für die empirisch-theoretische Verteilung schon umgekehrt, der negative Trend für die Weibullverteilung wird schwächer. Für die oberen Schranken ist dann in beiden Fällen der Trend positiv, man rechnet also mit einem häufigeren Eintreten solcher Ereignisse. Insgesamt sollte also für die betrachtete Station die Zahl der Extremereignisse zurückgehen, die der starken Extremereignisse jedoch ansteigen. Das Niederschlagsverhalten wird also extremer. Dies gilt auch für weitere Stationen, wie den Abbildungen 5.11 und 5.12 zu entnehmen ist.

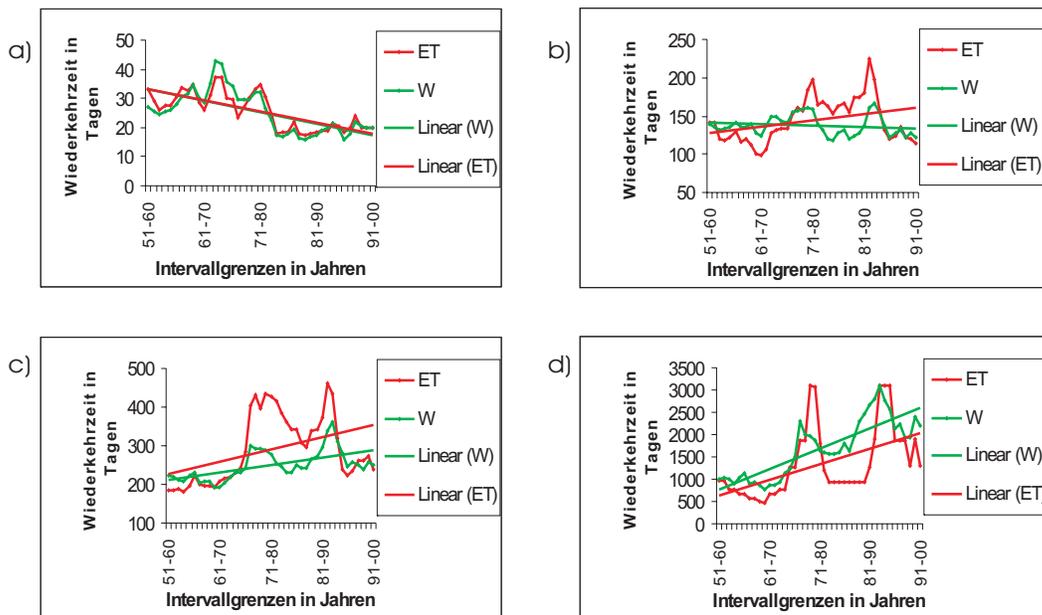


Abbildung 5.19: Wiederkehrzeit und linearer Trend der Wiederkehrzeit für die Weibullverteilung und Empirisch-Theoretische Verteilung an der Station Schneverdingen ($53,15^{\circ}\text{N}$, $9,81^{\circ}\text{O}$) für das 95%- (a), 98%- (b), 99%- (c) und 99,5%-Perzentil (d), mit linearen Trends.

Legt man die Wiederkehrzeit auf 365 bzw. 3650 Tage fest und ermittelt dann den Schrankenwert, für den sich die festgelegte Wiederkehrzeit ergibt, so kommt man zu den Begriffen des Jahres- und Jahrzehntereignisses. Abbildung 5.20 zeigt die entsprechenden Trends für die 100-jährigen und 50-jährigen Reihen.

Bei den 100-jährigen Reihen (Abbildung 5.20, a und b) zeigen alle Stationen in Süddeutschland einen positiven Trend sowohl für die Jahres- als auch für die Jahrzehntereignisse. Ereignisse mit der betrachteten Wiederkehrzeit werden also extremer. In Norddeutschland zeigen einige Stationen auch einen negativen Trend der Jahres- und Jahrzehntereignisse. Für die 50-jährigen Reihen zeigen weite Gebiete im Süden, Westen und äußersten Norden positive Trends, im Osten dagegen zeigen sich negative Trends. Dies stimmt auch mit den Ergebnissen der Wiederkehrzeiten aus den Abbildungen 5.10, 5.11 und 5.12 überein.

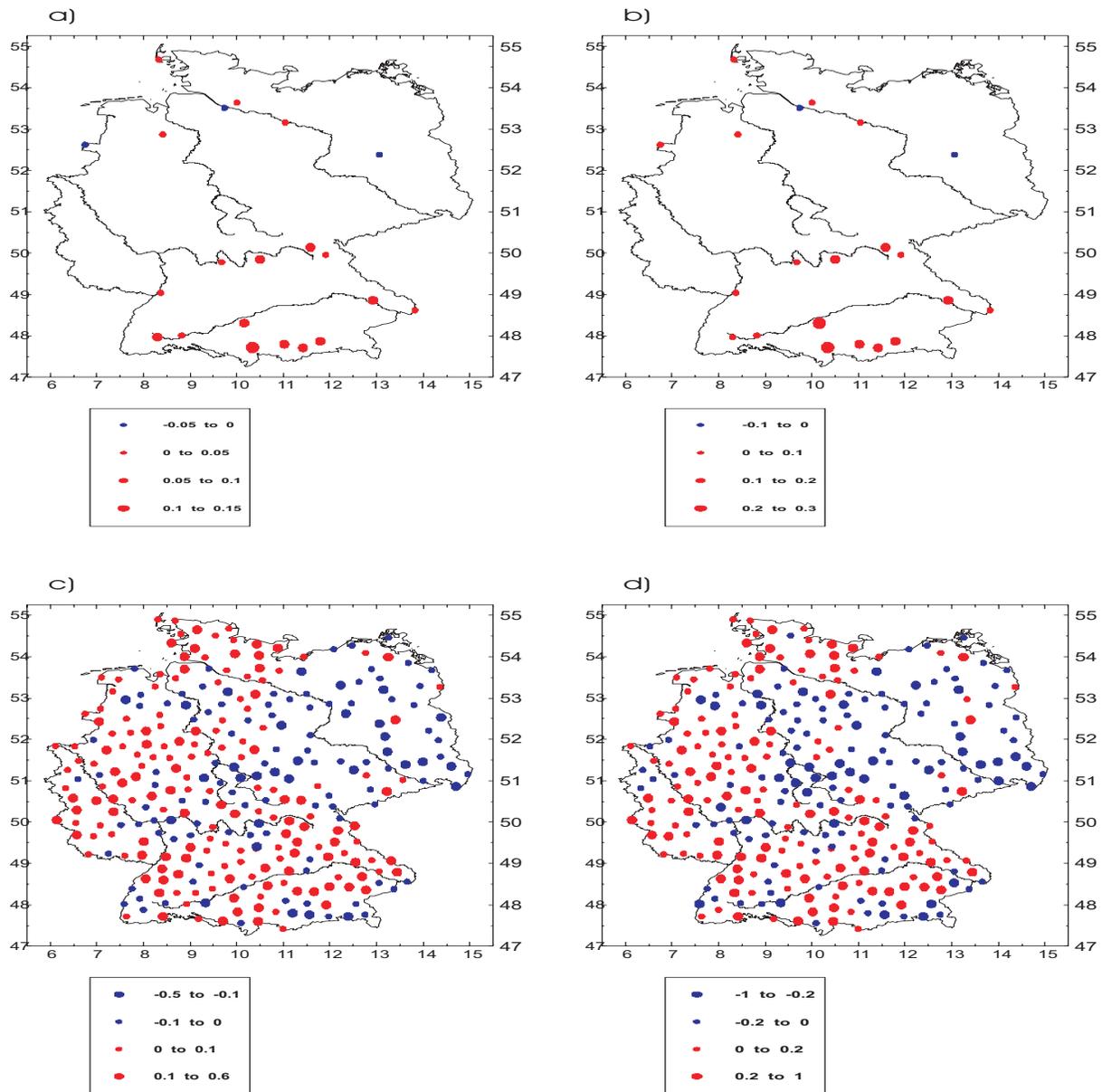


Abbildung 5.20: Trend der Schrankenwerte mit einer Wiederkehrzeit von 365 Tagen (a+c) und 3650 Tagen (b+d); oben: 100-jährige Reihen, unten: 50-jährige Reihen.

Exemplarisch für die Entwicklung der Jahres- und Jahrzehntereignisse sind in Abbildung 5.21 die Jahres- (blau) und Jahrzehntereignisse (rot) der Stationen Friedrichskoog und Klitten dargestellt. Die Station Klitten ist typisch für die östlichen Regionen Deutschlands mit trockener werdender Witterung und einem Rückgang der Jahres- und Jahrzehntereignisse, demgegenüber ergeben sich in Norddeutschland (z. B. Friedrichskoog) verbreitet Trends zu höheren Niederschlägen und somit auch höhere Werte für Ereignisse mit den betrachteten Wiederkehrzeiten.

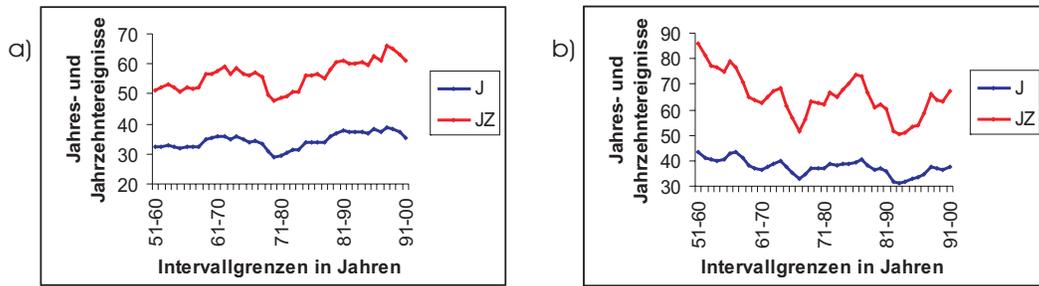


Abbildung 5.21: Jahres- und Jahrzehntereignisse an den Stationen Friedrichskoog (a, 54°N , $8,88^{\circ}\text{O}$) sowie Klitten (b, $51,35^{\circ}\text{N}$, $14,6^{\circ}\text{O}$).

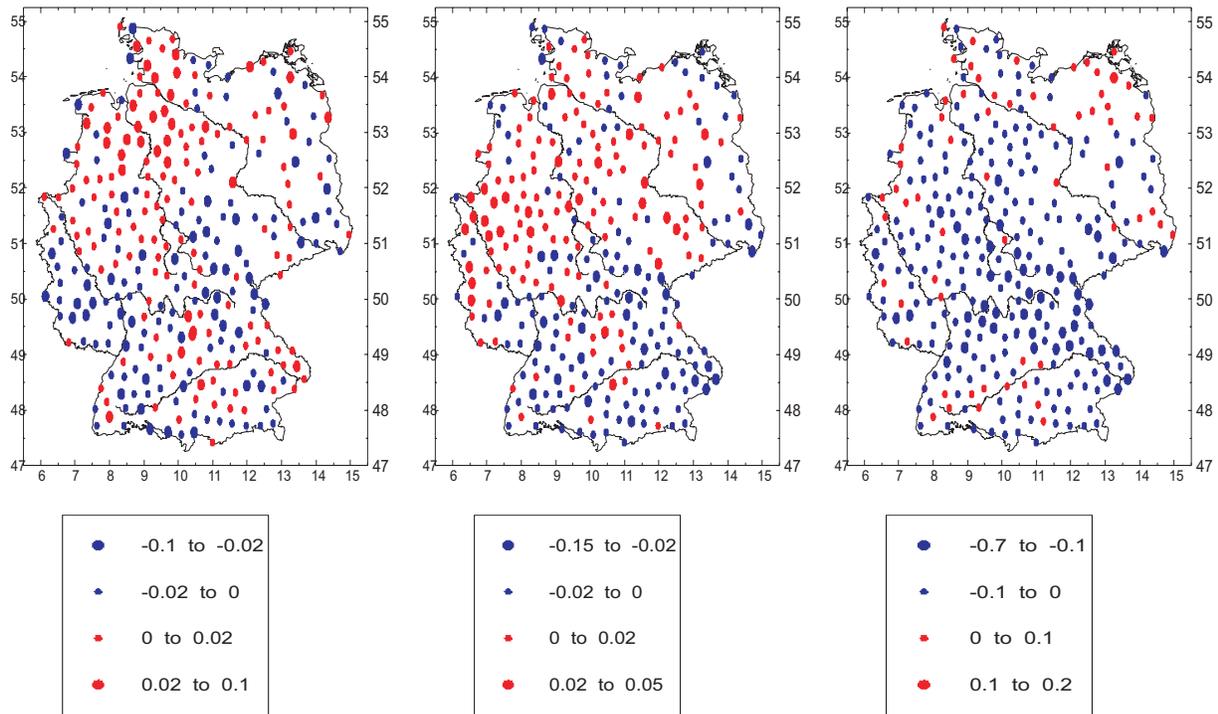


Abbildung 5.22: Trend der Trockenperioden für 50-jährige Niederschlagsreihen; a) Trend der Zahl der Trockenperioden mit mindestens 7 Tagen Länge, b) Trend der Zahl der Trockenperioden mit mindestens 11 Tagen Länge, c) Trend der Länge der maximalen Trockenperiode.

Die Untersuchungen zur Dauer von Extremereignissen wurden bei Niederschlagsdaten auf zwei Arten durchgeführt, zum einen durch das Auszählen von Trockenperioden, zum anderen durch die Untersuchung von Clustern, die sich allerdings auf Feuchtereignisse beziehen (vgl. Kapitel 4.2.3). Abbildung 5.22 zeigt die Trends der Ergebnisse der Untersuchungen von Trockenperioden bei den 50-jährigen Zeitreihen. Die entsprechenden Karten für 100-jährige Reihen befindet sich im Anhang (Abbildung A.3). Eine Trockenperiode ist dabei definiert als eine direkte Abfolge von Tagen, an denen nicht mehr als 1mm Niederschlag gefallen ist.

Die Teilabbildungen a) und b) beziehen sich auf die Gesamtzahl der Trockenperioden mit mindestens der angegebenen Länge im betrachteten Jahr. Interessant sind hier wiederum Gebiete, in denen sich der Trend umkehrt. So ist in großen Gebieten Bayerns und an vielen Stationen im Norden und Nordwesten Deutschlands bei Trockenperioden mit mindestens 7 Tagen Länge ein positiver Trend und somit eine Zunahme der Zahl der entsprechenden Trockenperioden zu erkennen, für Trockenperioden mit einer Länge von mindesten 11 Tagen hingegen eine Abnahme. Teilabbildung c) basiert für jedes Jahr auf nur einer Trockenperiode, nämlich der jeweils längsten. Sie ist daher nicht so aussagekräftig, zeigt jedoch, dass mit Ausnahme von kleineren Regionen (z. B. im Nordosten und an der Nordseeküste) der Trend der maximalen Länge von Trockenperioden rückläufig ist. Für die 100-jährigen Zeitreihen sind die entsprechenden Karten im Anhang A, Abbildung A.3 dargestellt.

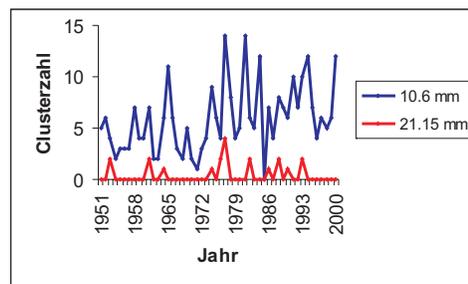


Abbildung 5.23: Zahl der Cluster pro Jahr über dem 95%- (blau) und dem 98%-Perzentil (rot) an der Station Bitburg (49,98°N, 6,55°O) Als Cluster gilt hier ein Intervall von 3 aufeinanderfolgenden Tagen, von denen mindestens 2 einen Niederschlag über dem angegebenen Schwellenwert aufweisen.

Bei den Clusteruntersuchungen sind im Gegensatz zu den Trockenperioden Unterbrechungen in der Abfolge der - in diesem Fall feuchten Tage über einer vorgegebenen Schwelle - erlaubt. Die Untersuchungen bestätigen insbesondere für die untersuchten Cluster der Länge 3 mit mindestens 2 feuchten Tagen die Trends der Wiederkehrzeiten und des Risikos. Die Cluster der Länge 7 mit mindestens 3 feuchten Tagen über dem Schwellenwert sind hingegen nicht aussagekräftig. Als Beispiel für eine Clusteruntersuchung gibt Abbildung 5.23 die Zahl der Cluster pro Jahr für die Schwellen 10.6 mm und 21.15 mm an der Station Bitburg an. Während für die höhere Schwelle die Zahl der Cluster keinen Trend zeigt, erkennt man für die niedrigere Schwelle einen deutliche Anstieg der Zahl der Cluster im Laufe der Zeit. Dieser Anstieg vollzieht sich unter starken Schwankungen des Absolutwertes der Zahl der Cluster.

5.2 Ergebnisse der Temperaturdaten

Ebenso wie bei den Ergebnissen der Niederschlagsdaten soll bei der Darstellung der Ergebnisse der Temperaturdaten mit den Monatsdaten begonnen werden, um anschließend - umfangreicher - auf die Ergebnisse der Tagesdaten einzugehen.

Da der Datenumfang bei den 100-jährigen Temperaturmonatsdaten, die mit der gleitenden Analyse untersucht wurden, nicht sehr groß ist, wird auf eine geografische Darstellung der Ergebnisse verzichtet. Die Ergebnisübersicht wird stattdessen in tabellarischer Form angegeben, der zeitliche Verlauf der betrachteten Größen wird dann am Beispiel einzelner Stationen erläutert.

5.2.1 Ergebnisse der Temperaturmonatsdaten

Tabelle 5.1: Überblick über den Trend der Parameter der angepassten Verteilungen für Monatsminima der Temperatur.

	Normalverteilung		Gumbelverteilung		Weibullverteilung		
	Lage	Streu	Lage	Streu	Lage	Streu	Form
Bremen	-0.00668	0.00233	-0.00772	0.00183	-0.01314	0.00732	-0.00130
Hamburg	-0.00968	0.00225	-0.01072	0.00176	-0.01691	0.00811	-0.00035
Hohenp.-berg	0.01189	-0.00231	0.01293	-0.00180	0.01992	-0.00889	-0.00149
Karlsruhe	0.00443	-0.00035	0.0046	-0.00027	0.02027	-0.01632	-0.01054
Potsdam	0.00536	0.00061	0.00509	0.00048	0.00461	0.00103	-0.00115
Zugspitze	0.0039	0.0007	0.00357	0.00055	0.00165	0.00248	-0.00021

Tabelle 5.2: Überblick über den Trend der Parameter der angepassten Verteilungen für Monatsmaxima der Temperatur.

	Normalverteilung		Gumbelverteilung		Weibullverteilung		
	Lage	Streu	Lage	Streu	Lage	Streu	Form
Bremen	0.0096	0.00183	0.00876	0.0014	0.00621	0.00398	-0.00128
Hamburg	0.00578	0.00143	0.00512	0.00112	0.00250	0.00384	-0.00022
Hohenp.-berg	0.00996	-0.0011	0.01048	-0.00087	0.00298	0.00723	0.00515
Karlsruhe	0.01397	0.00027	0.01385	0.00022	0.01274	0.00174	0.00038
Potsdam	0.00326	0.00038	0.00311	0.00028	0.00665	-0.00335	-0.00199
Zugspitze	0.01048	0.00142	0.00984	0.00112	0.0029	0.00806	0.00271

In den Tabellen 5.1 und 5.2 sind die Trends der Parameter der drei angepassten Verteilungen für die Monatsminimum -und Monatsmaximumtemperaturen der Stationen angegeben, bei denen diese Daten verfügbar waren.

Für die norddeutschen Stationen Hamburg und Bremen zeigt sich bei den Minimumtemperaturen bei allen Verteilungen ein negativer Trend des Lageparameters und ein positiver Trend der Streuparameter. Dies spricht für einen Trend zu niedrigeren Minimumtemperaturen bei gleichzeitig größerer Streuung. Bei beiden Stationen ist auch der Trend des

Tabelle 5.3: Überblick über den Trend der Parameter der angepassten Verteilungen für Monatsmittelwerte der Temperatur.

	Normalverteilung		Gumbelverteilung		Weibullverteilung		
	Lage	Streu	Lage	Streu	Lage	Streu	Form
Bremen	-0.00014	0.00130	-0.00072	0.00102	-0.00558	0.00616	0.00106
Hamburg	0.00161	0.00167	0.00083	0.00131	-0.00347	0.00586	0.00025
Hohenp.-berg	0.00861	-0.00091	0.00901	-0.00071	0.00324	0.00547	0.00428
Karlsruhe	0.00765	-7.6E-05	0.00768	-6.1E-05	0.01173	-0.00398	-0.00266
Potsdam	0.00601	0.0008	0.00566	0.00061	0.00313	0.00341	0.00092
Zugspitze	0.00577	0.00126	0.0052	0.001	-0.00221	0.00858	0.0027
Berlin	-0.00489	0.00037	-0.00504	0.00027	-0.00872	0.00432	0.00314
Dresden	0.00564	0.00129	0.00505	0.00103	0.00222	0.00381	-0.00022
Jena	0.01179	-0.0003	0.01194	-0.00022	0.02739	-0.01601	-0.00978
Köln	4.5E-05	0.00123	-0.00049	0.00096	-0.00726	0.00776	0.00193
München	0.00847	-0.00029	0.00861	-0.00022	0.02112	-0.01313	-0.00894
Nürnberg	-1.9E-05	0.00025	-0.00011	0.0002	0.00548	-0.00544	-0.00347

Formparameters negativ, was ebenso wie der Anstieg des Streuparameters für eine Aufweitung der Verteilung spricht.

Der Trend des Formparameters ist dabei auch bei der Minimumtemperatur der übrigen Stationen negativ. Hingegen zeigen die Stationen Hohenpeissenberg und Karlsruhe bzw. Potsdam und Zugspitze ein ähnliches Verhalten beim Trend der Parameter der Normal- und Gumbelverteilung. Bei ersteren ist der Trend des Lageparameters bei allen Verteilungen positiv, der Streuparameter hingegen negativ, was für eine geringere Streuung bei gleichzeitigem Trend zu höheren Mittelwerten spricht. Die letzten beiden Stationen zeigen beim Trend sowohl des Lage- wie auch des Streuparameters einen Anstieg. Hier verschiebt sich die Verteilung zu höheren Werten und weitet sich gleichzeitig auf.

Bei den Monatsmaximumtemperaturen zeigen für die Normal- und Gumbelverteilung alle Stationen mit Ausnahme des Hohenpeissenberges positive Trends, und zwar sowohl für den Lageparameter als auch für den Streuparameter. Dies bedeutet eine Verschiebung der Verteilung zu höheren Werten bei gleichzeitig wachsender Varianz. An der Station Hohenpeissenberg zeigt der Lageparameter der Maximumtemperatur zwar auch einen positiven Trend, der Trend des Streuparameters ist hingegen negativ. Hier verschiebt sich die Verteilung also auch hin zu höheren Werten, die Streuung nimmt aber ab.

Bei den Trends der Parameter der Weibullverteilung deuten negative Trends des Formparameters bei den Stationen Bremen, Hamburg und Potsdam auf einen steileren Verlauf der Kurve hin (der Formparameter selbst liegt zwischen 4 und 5). Der Anstieg des Lageparameters bedeutet lediglich einen Anstieg des Minimalwertes der Verteilung. Der Trend der Streuung ist jedoch auch hier für alle Stationen mit Ausnahme von Potsdam positiv. An der

Tabelle 5.4: Trends der Wiederkehrzeit und des Risikos für eine obere und eine untere Schranke für die angepassten Verteilungen bei Monatsmitteltemperaturen.

		-5σ			$+5\sigma$		
		WKZ ¹	RZ ²	RQ ³	WKZ ¹	RZ ²	RQ ³
Bremen	N	-0.13810	-0.32929	0.00139	-0.03787	-0.09436	0.00070
	G	-0.15379	-0.33013	0.00170	-0.03414	-0.06066	0.00056
	W	-0.17505	-0.40669	0.00165	-0.02719	-0.05797	0.00056
Hamburg	N	-0.03095	-0.07036	0.00076	-0.02344	-0.04353	0.00072
	G	0.26096	0.67657	0.00094	-0.02623	-0.08584	0.00066
	W	-0.04557	-0.11862	0.00098	-0.01672	-0.01862	0.00064
Hohenp.-berg	N	0.99476	2.39264	-0.00182	-0.28252	-0.67401	0.00222
	G	1.05906	7.46550	-0.00187	-0.17903	-0.39552	0.00168
	W	1.26058	4.13424	-0.00183	-0.26604	-0.62938	0.00217
Karlsruhe	N	0.04866	0.10014	-0.00081	-0.09278	-0.26471	0.00356
	G	0.07905	0.16904	-0.00100	-0.10713	-0.28804	0.00373
	W	0.04714	0.09521	-0.00072	-0.09243	-0.26378	0.00350
Potsdam	N	0.03391	0.07172	-0.00015	-0.11710	-0.28683	0.00243
	G	0.10420	0.21489	-0.00036	-0.10915	-0.26638	0.00205
	W	0.03704	0.07665	-0.00011	-0.11475	-0.27791	0.00240
Zugspitze	N	0.51113	2.09615	-0.00018	-1.11475	-2.64359	0.00256
	G	0.10414	1.72370	-0.00010	-0.47214	-1.09124	0.00197
	W	-0.36386	0.12496	-0.00005	-1.21273	-2.86183	0.00251
Berlin	N	-0.07508	-0.19815	0.00150	0.08882	0.21653	-0.00229
	G	-0.08269	-0.20089	0.00174	0.09235	0.21099	-0.00207
	W	-0.07093	-0.17805	0.00152	0.08569	0.19952	-0.00221
Dresden	N	0.02915	0.07565	-0.00013	-0.14608	-0.35536	0.00310
	G	0.07063	0.17087	-0.00040	-0.13718	-0.32983	0.00264
	W	0.01914	0.05176	0.00003	-0.14535	-0.36018	0.00305
Jena	N	0.38839	0.89138	-0.00191	-0.34681	-0.83292	0.00377
	G	1.59374	4.47294	-0.00231	-0.26040	-0.59578	0.00302
	W	0.43708	1.00885	-0.00175	-0.37952	-0.90473	0.00393
Köln	N	0.03210	0.07409	0.00042	-0.07415	-0.19107	0.00080
	G	0.27318	0.64472	0.00047	-0.05529	-0.13657	0.00056
	W	0.03052	0.07124	0.00055	-0.06670	-0.18839	0.00068
München	N	0.11900	0.27216	-0.00294	-0.07638	-0.16718	0.00238
	G	0.15614	0.35948	-0.00346	-0.08187	-0.20518	0.00234
	W	0.10918	0.25921	-0.00275	-0.07412	-0.15975	0.00229
Nürnberg	N	-0.00506	-0.03227	0.00043	-0.02925	-0.07826	0.00128
	G	-0.00156	0.01378	0.00037	-0.03513	-0.04728	0.00136
	W	-0.00563	-0.02924	0.00045	-0.02869	-0.07041	0.00121

1) Trend der Wiederkehrzeit.

2) Trend der Zeit, die verstreicht, bis mit der Wahrscheinlichkeit von 90% mindestens ein relativer Extremwert eingetreten ist.

3) Trend der Wahrscheinlichkeit, dass mindestens ein relativer Extremwert in 12 Monaten auftritt.

Station Potsdam ist aber auch der Formparameter negativ, so dass der Verteilungsverlauf flacher wird.

Tabelle 5.3 zeigt die Trends der Verteilungsparameter der monatlichen Temperaturmittelwerte für 12 Stationen. Beim Trend des Lageparameters der Normal- und Gumbelverteilung zeigen die Stationen Bremen, Berlin und Nürnberg einen negativen Trend, alle anderen Stationen einen positiven Trend. Ein - zum Teil sehr schwacher - negativer Trend im Streuparameter wird bei den Stationen Hohenpeissenberg, Karlsruhe, Jena und München detektiert. An der Station Köln ist der Trend des Lageparameters der Normalverteilung positiv, der der Gumbelverteilung jedoch negativ. Allerdings sind beide Trends sehr schwach, so dass man von einem praktisch konstanten Lageparameter sprechen kann.

Bei den Trends der Weibullverteilung zeigt sich für alle Stationen mit Ausnahme von Hohenpeissenberg, Potsdam und Dresden ein negativer Trend des Lageparameters bei gleichzeitig positivem Trend des Streu- und Formparameters oder, umgekehrt, ein positiver Trend des Lageparameters bei gleichzeitig negativem Trend des Streu- und Formparameters.

Tabelle 5.4 zeigt am Beispiel der $\pm 5\sigma$ -Schranken Ergebnisse für die Monatsmitteltemperaturen auf Basis der angepassten Verteilungen. Exemplarisch werden dabei die Trends der Wiederkehrzeit, die Trends der Zeit, die verstreicht, bis mit einer Wahrscheinlichkeit von 90% mindestens ein relativer Extremwert eingetreten ist sowie die Trends der Wahrscheinlichkeit, dass mindestens ein relativer Extremwert in 12 Monaten eintritt, angegeben.

Bei den unteren Schranken der Monatsmitteltemperatur ist das Bild bei der Wiederkehrzeit für die Stationen Bremen, Hamburg, Berlin und Nürnberg ähnlich. Alle zeigen einen negativen Trend, extrem kalte Werte werden also häufiger. Entsprechend sieht man bei diesen Stationen ein positiver Trend beim Risiko des Auftretens eines relativen Extremereignisses innerhalb von 12 Monaten, der zusätzlich auch an der Station Köln zu beobachten ist, obwohl hier der Trend der Wiederkehrzeit positiv ist. Die übrigen Stationen zeigen für die unteren Schranken einen positiven Trend der Wiederkehrzeit und einen negativen beim Trend der Wahrscheinlichkeit, dass mindestens ein relativer Extremwert in 12 Monaten auftritt.

Einheitlicher dagegen das Bild bei den oberen Schranken. Lediglich an der Station Berlin ist der Trend der Wiederkehrzeit positiv, ansonsten überall negativ. Umgekehrt für das Risiko des Eintretens eines Ereignisses innerhalb von 12 Monaten: hier ist der Trend an der Station Berlin negativ, ansonsten positiv.

Im Folgenden soll für einzelne Stationen beispielhaft der zeitliche Verlauf der betrachteten Größen dargestellt werden. Abbildung 5.24 zeigt die Wartezeitverteilung an den Stationen Nürnberg und Hohenpeissenberg für die untere -5σ -Schranke, Abbildung 5.25 zeigt die Wartezeitverteilung an den Stationen Karlsruhe und Bremen für die obere 5σ -Schranke. In beiden Abbildungen zeigt sich deutlich ein stufenartiger Rückgang der Wartezeitverteilung. Dieser wird durch den starken Jahresgang der Temperatur erzeugt und ist bei den Niederschlagsdaten in dieser Deutlichkeit nicht zu erkennen (vgl. Kapitel 5.1.1). Bei Abbildung 5.25 ist allerdings der Rückgang bei der empirischen Verteilung (E) um ca. 6 Monate verstetzt gegenüber den angepassten Verteilungen. Ein solches Verhalten ist in Abbildung

5.24 nicht zu beobachten. Der Grund hierfür liegt in der Tatsache, dass bei den angepassten Verteilungen als Startzeitpunkt für die Berechnungen immer der 1.1. gewählt wird, die Berechnungen also im Winter starten. Das bewirkt für untere Schranken ein schnelles Abfallen der theoretischen Wartezeitverteilungen, bei oberen Schranken setzt dieses Abfallen erst nach ca. 6 Monaten ein, wenn die betrachtete obere Schranke erstmals überschritten werden kann (Jahresgang!). Demgegenüber entsteht die empirische Wartezeitverteilung durch Auszählen der Extremereignisse im Gesamtzeitraum. Hier folgen immer einzelne Extremereignisse schnell aufeinander (entweder im Sommer oder im Winter, je nach Schranke), dann folgt ein großer Zeitraum, in dem die Schranke nicht über- bzw unterschritten wird. Die empirischen Wartezeitverteilungen haben also für obere und untere Schranken das gleiche Muster.

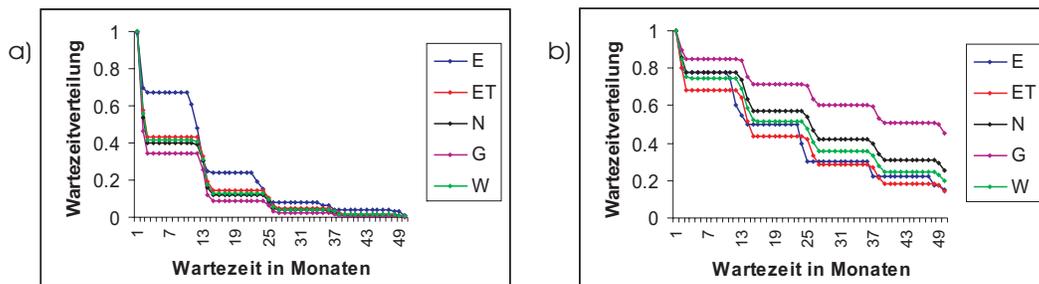


Abbildung 5.24: Wartezeitverteilung der Monatsmitteltemperaturen für die Stationen Nürnberg (a, 49,27°N, 11,03°O) und Hohenpeissenberg (b, 47,8°N, 11,02°O) für die -5σ -Schranke.

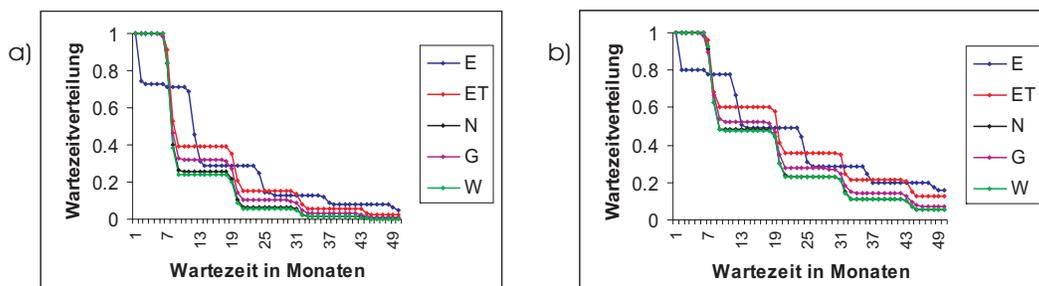


Abbildung 5.25: Wartezeitverteilung der Monatsmitteltemperaturen für die Stationen Karlsruhe (a, 49,0°N, 8,2°O) und Bremen (b, 53,0°N, 8,5°O) für die $+5\sigma$ -Schranke

Abbildung 5.26 zeigt den zeitlichen Verlauf des Lage- und Streuparameters der angepassten Gumbelverteilung für verschiedene Stationen, und zwar in beiden Fällen für die Stationen mit dem jeweils größten positiven, größten negativen und - absolut betrachtet - geringsten Trend. Für den Streuparameter (b) ist über den gesamten Zeitraum die Schwankungsbreite gering, und die Schwankungen selbst sind unregelmäßig (vgl. auch Tabelle 5.3). Für den Lageparameter (a) zeigt sich ab dem Intervall 1955-1964 ein synchroner Anstieg bei allen drei dargestellten Stationen, unterbrochen nur durch einen Rückgang zwischen den

Intervallen 1973-1982 und 1978-1987. Zuvor ist auch beim Lageparameter die Schwankung unregelmäßig. Dieser Anstieg in der zweiten Hälfte des letzten Jahrhunderts ist auch repräsentativ für alle anderen Stationen. Man beobachtet also eine Verschiebung hin zu höheren Temperaturen.

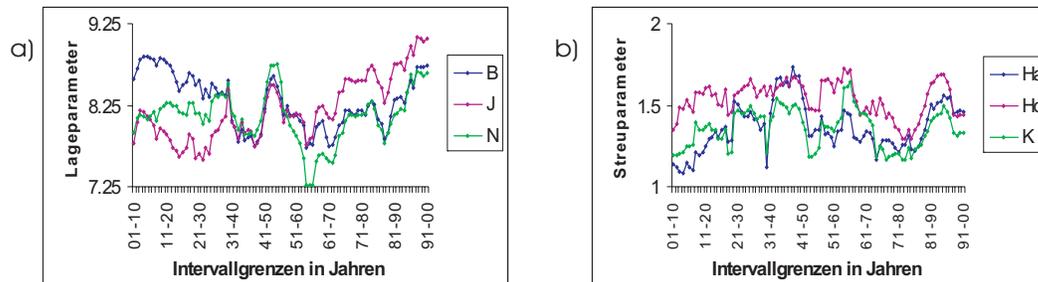


Abbildung 5.26: Änderung von Lage- (a) und Streuparameter (b) am Beispiel der Gumbelverteilung für die Monatsmittelwerte der Temperatur, jeweils am Beispiel der Stationen mit dem größten positiven / größten negativen und geringsten Trend. B=Berlin (52,6°N, 13,4°O), J=Jena (50,9°N, 11,6°O), N=Nürnberg (49,27°N, 11,03°O), Ha=Hamburg (53,64°N, 10°O), Ho=Hohenpeissenberg (47,8°N, 11,02°O), K=Karlsruhe (49,0°N, 8,2°O)

Den entsprechenden Rückgang der Unterschreitungswahrscheinlichkeit unterer Schranken und Anstieg der Überschreitungswahrscheinlichkeit oberer Schranken kann man, am Beispiel der Station Berlin, auch in Abbildung 5.27 erkennen. Hier scheint der Anstieg bzw. Rückgang allerdings erst in den letzten etwa 10 Intervallen stattzufinden. Dies liegt aber daran, dass die Werte der Wahrscheinlichkeit stärker schwanken als die der Verteilungsparameter. Der kleine Peak des Lageparameters zwischen 1973-1982 und 1978-1987 bewirkt einen Anstieg der Unterschreitungswahrscheinlichkeit von ca. 0,5 auf ca. 0,9 (beide Werte für die Gumbelverteilung).

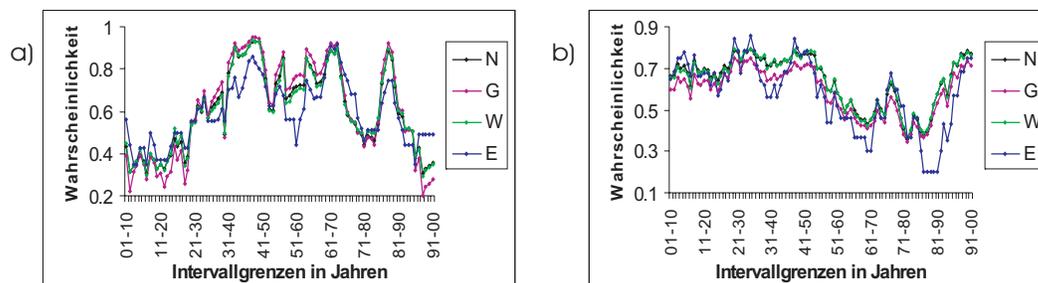


Abbildung 5.27: Risiko für das Unterschreiten der -5σ -Schwelle (a) sowie das Überschreiten der $+5\sigma$ -Schwelle (b) im Zeitraum von 12 Monaten an der Station Berlin (52,6°N, 13,4°O).

Ergebnisse der Auswertungen für Jahrzehnt- und Jahrhundertereignisse sind in Abbildung 5.28 dargestellt, beispielhaft für die Stationen Karlsruhe (rot), Bremen (grün) und Potsdam (blau). Kurven gleicher Farbe gehören dabei zur gleichen Station, die höher gelegene Kurve gibt die Jahrhundertereignisse an. Alle Kurven zeigen über den gesamten Zeitraum

einen Anstieg, der sich in einen Anstieg bis etwa Mitte des letzten Jahrhunderts, einen darauf folgenden leichten Rückgang und einen sprunghaften Anstieg für die letzten zehn Intervalle unterteilen lässt. Vergleicht man die Kurven einer Station untereinander, so fällt auf, dass ein Jahrzehntereignis am Ende des Untersuchungszeitraumes etwa einem Jahrhundertereignis zu Anfang des Untersuchungszeitraumes entspricht.

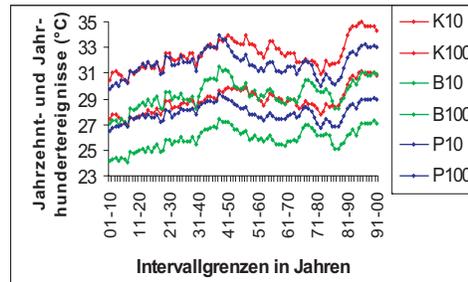


Abbildung 5.28: Jahrzehnt- und Jahrhundertereignisse der Maximaltemperaturen für die Stationen Karlsruhe (K, 49,0°N, 8,2°O), Bremen (B, 53,0°N, 8,5°O) und Potsdam (P, 52,38°N, 13,06°O).

5.2.2 Ergebnisse der Temperaturtagesdaten

Da nur drei 100-jährige tägliche Temperaturreihen zur Auswertung zur Verfügung standen, ist eine geografische Darstellung der Ergebnisse nicht sinnvoll. Stattdessen soll an einem einzelnen Beispiel das Trendverhalten der Daten gezeigt werden.

Tabelle 5.5: Trends der Jahres- und Jahrzehntereignisse für die drei 100-jährigen Reihen der Maximal-, Mittel- und Minimaltemperaturen auf Basis der Gumbelverteilung.

		JZU ¹	JU ²	JO ³	JZO ⁴
Hamburg	Tmax	0.0003	0.0014	0.0123	0.0139
	Tmit	-0.0009	0.0003	0.0115	0.0169
	Tmin	-0.0151	-0.0133	0.0065	0.0172
Hohenp.-berg	Tmax	0.01	0.0108	0.0255	0.0338
	Tmit	0.0126	0.0117	0.0175	0.0216
	Tmin	0.0187	0.0176	0.0116	0.0119
Potsdam	Tmax	0.0043	0.0044	0.0038	0.0042
	Tmit	0.0069	0.0063	0.0047	0.0034
	Tmin	0.0085	0.0069	0.006	0.0053

1) Jahrzehntereignis als untere Schranke. 2) Jahresereignis als untere Schranke. 3) Jahresereignis als obere Schranke. 4) Jahrzehntereignis als obere Schranke.

Tabelle 5.5 zeigt die mit Hilfe der angepassten Gumbelverteilung berechneten Trends der Jahres- und Jahrzehntereignisse (Ereignisse mit einer Wiederkehrzeit von 365 bzw. 3650

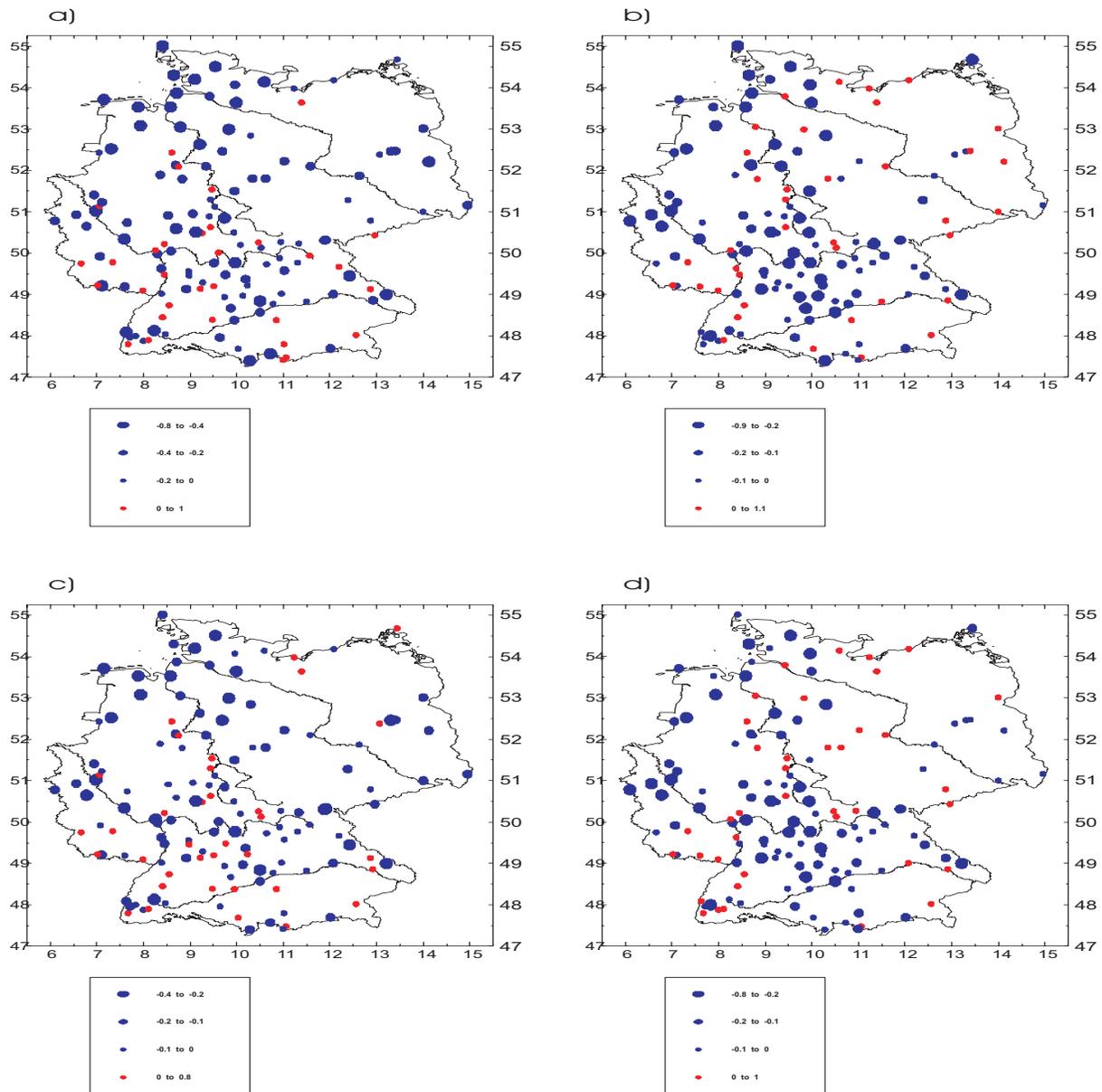


Abbildung 5.29: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesmitteltemperatur für die obere 1.5σ -Schranke. a) empirisch-theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

Tagen) der drei 100-jährigen Temperaturtagesdatenreihen. Diese können als repräsentativ betrachtet werden, und zwar sowohl für die Trends anderer Größen wie Risiko und Wiederkehrzeit, als auch für die mit anderen angepassten Verteilungen ermittelten Trends. Allerdings ist die Gumbelverteilung tatsächlich am besten zum Abschätzen bei Temperaturtagesdaten und oberen Schranken geeignet (vgl. z.B. 5.31). Man erkennt, dass nur an der Station Hamburg für die unteren Jahres- und Jahrzehntereignisse ein negativer Trend

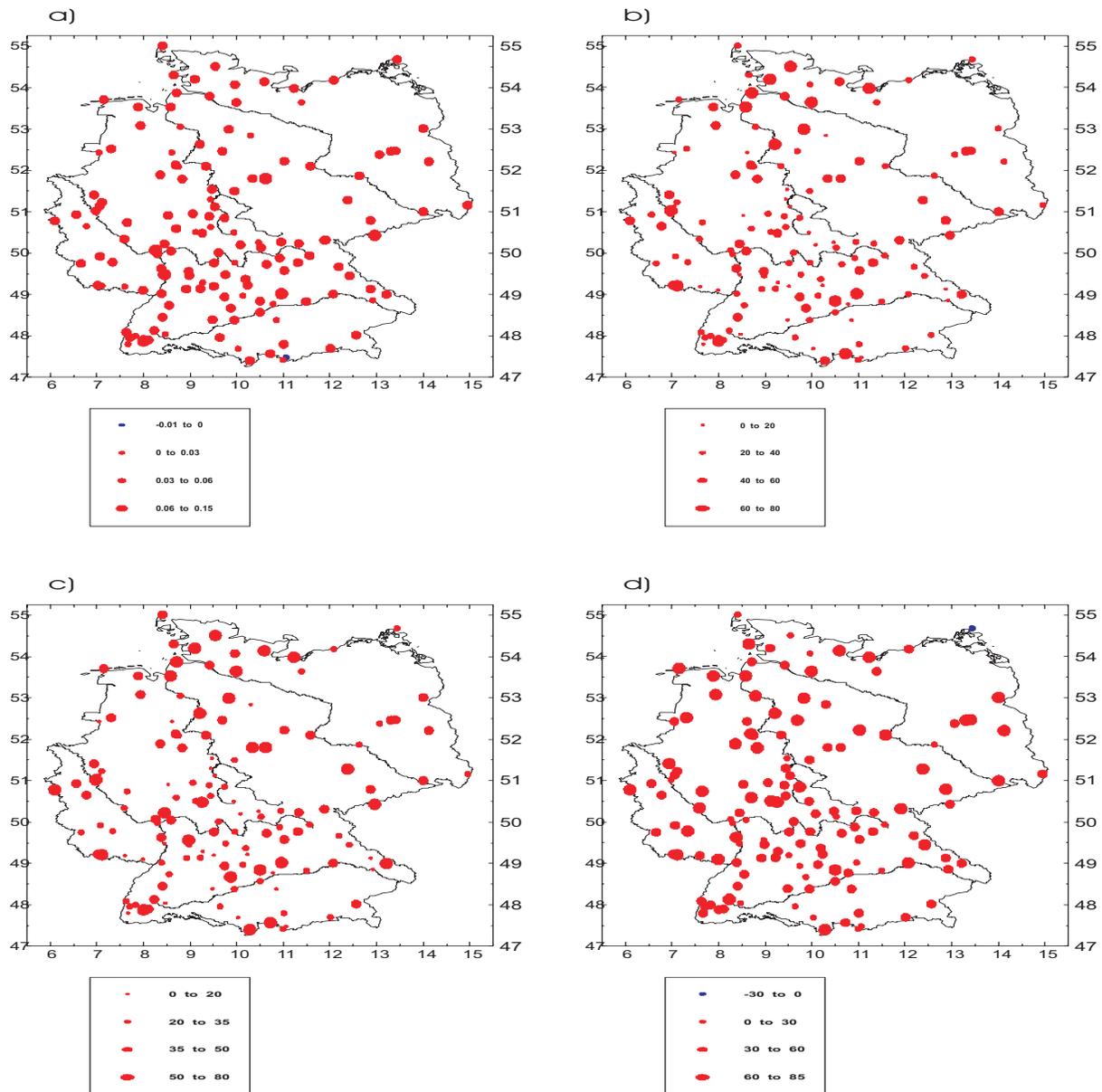


Abbildung 5.30: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesmittemperatur für die untere -1.5σ -Schranke. a) empirisch-theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

zu beobachten ist. Dies bedeutet, dass bei diesen Reihen kühlere Ereignisse tendenziell häufiger auftreten. Ansonsten treten wärmere Ereignisse häufiger auf.

Die Abbildungen 5.29 und 5.30 zeigen die Trends der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Temperatur für die $+1.5\sigma$ -Schranke und die -1.5σ -Schranke. Für die in Abbildung 5.29 dargestellten Trends für das Überschreiten oberer Schranken zeigt sich ein Bild mit positiven und negativen Trends ohne klare regionale Strukturen. Allerdings sind die

negativen Trends in der Regel stärker als die positiven Trends. In Gegensatz dazu ist in Abbildung 5.30 in ganz Deutschland ein positiver Trend der Wiederkehrzeit für das Unterschreiten unterer Schranken festzustellen. Entsprechende Ereignisse treten also in ganz Deutschland seltener auf. Gleiches gilt für die Maximum- und Minimumtemperaturen.

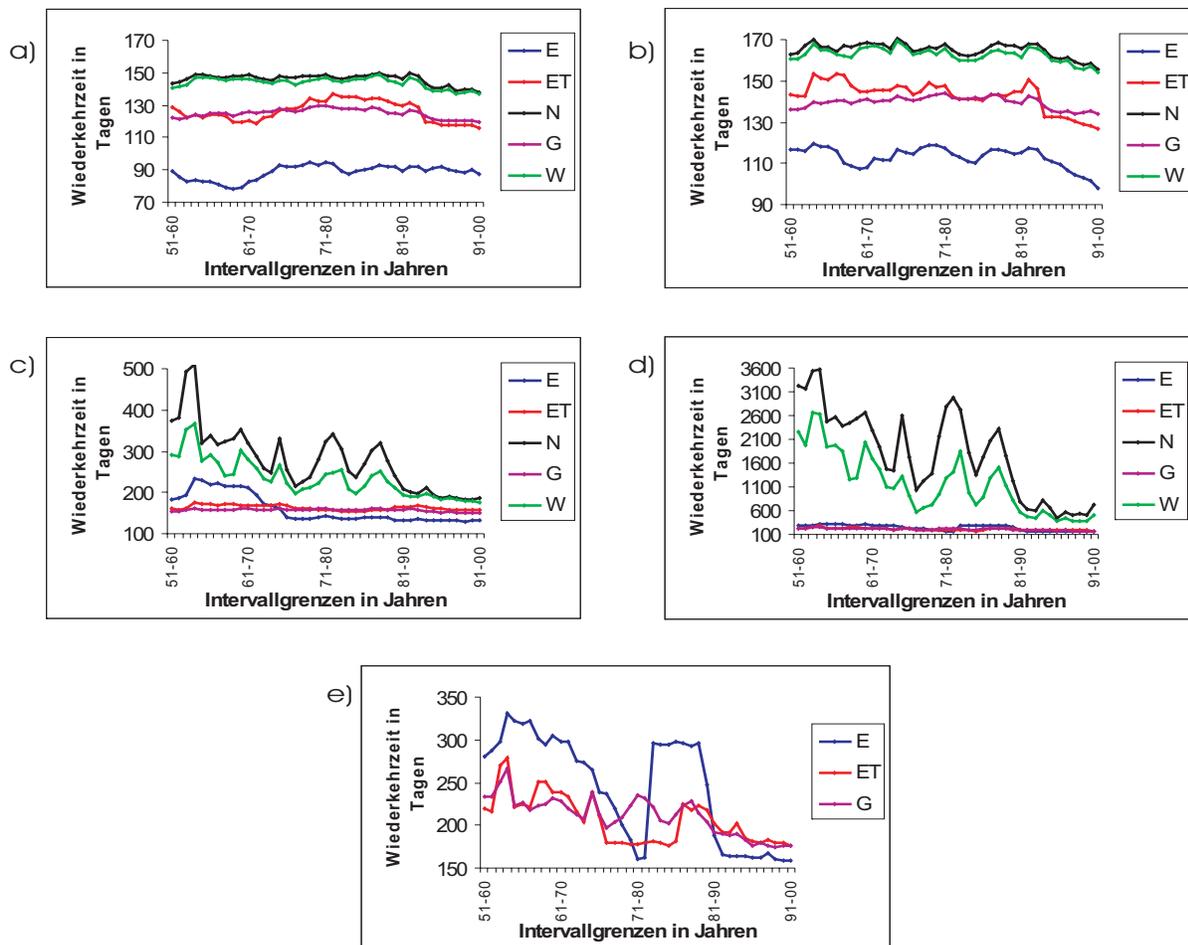


Abbildung 5.31: Wiederkehrzeit der täglichen Mitteltemperatur an der Station Giessen ($50,59^{\circ}\text{N}$, $8,7^{\circ}\text{O}$) für die 50-jährigen Reihen für die oberen Schranken 1.25- (a), 1.5- (b), 1.75- (c) und 2σ (d). Abbildung e) zeigt die Vergrößerung der empirischen, empirisch-theoretischen- und Gumbelverteilung für die 2σ -Schranke.

Im Gegensatz zu den Niederschlagstagesdaten ist bei den Trends der Temperaturtagesdaten keine systematische oder regional strukturierte Trendumkehr bei Verschieben des Schrankenwertes erkennbar. Für andere Schrankenwerte zeigen die Trendkarten also ein ähnliches Bild (Ausnahme: Gumbelverteilung für tiefe untere Schranken, vgl. Abbildung A.5). Gleiches gilt für die Reihen der Maximum- und Minimumtemperaturen. Karten mit weiteren Schrankenwerten sowie Karten von Reihen der Maximum- und Minimumtemperaturen finden sich im Anhang (Abbildungen A.4 bis A.9). Ebenfalls im Anhang sind die monatlichen Trends der Verteilungsparameter am Beispiel der Gumbelverteilung für

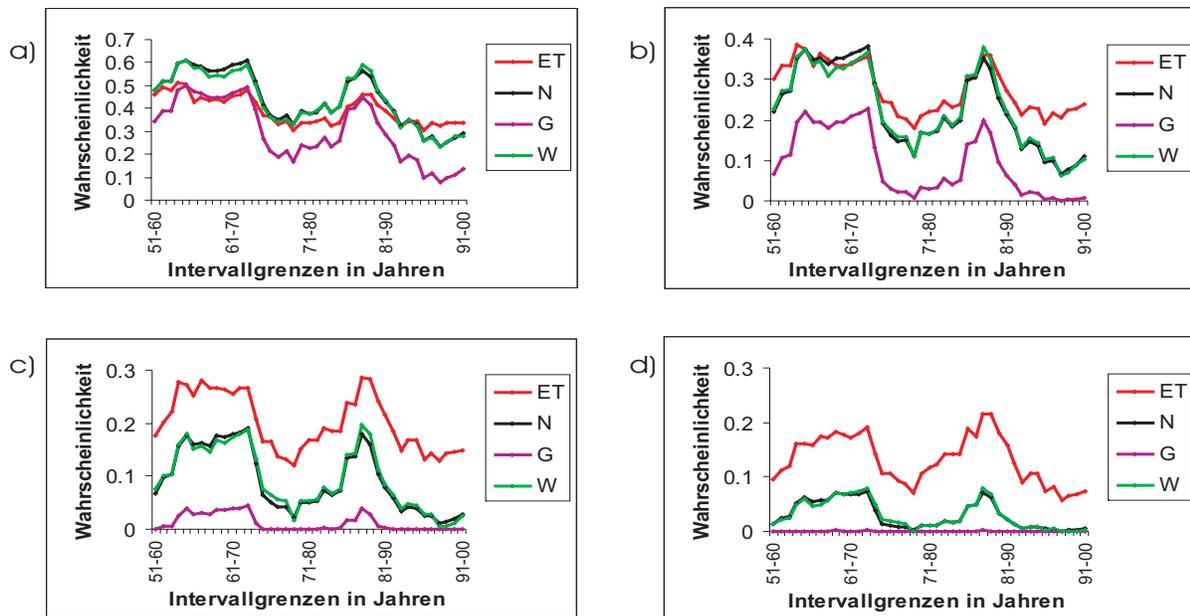


Abbildung 5.32: Wahrscheinlichkeit für das Unterschreiten der -1.25 - (a), -1.5 - (b), -1.75 - (c) und -2σ -Schranke (d), der Tagesmitteltemperatur an der Station Bayreuth ($49,96^{\circ}\text{N}$, $11,58^{\circ}\text{O}$); jeweils für die empirisch-theoretische-, Normal-, Gumbel- und Weibullverteilung im Januar.

Maximum- Mittel- und Minimumtemperaturen dargestellt (Abbildungen A.10 bis A.15).

Um die Frage beantworten zu können, welche der an die Daten angepassten Verteilungen am besten zum Abschätzen statistischer Größen geeignet ist, betrachten wir die Abbildungen 5.31 bis 5.35.

Abbildung 5.31 zeigt an der Station Giessen für 4 verschiedene obere Schranken (aufsteigend von a bis d) die Wiederkehrzeit in Tagen für die Reihe der Temperaturmittelwerte. Dargestellt sind die aus den empirischen Daten ermittelten Wiederkehrzeiten sowie die mit der empirisch-theoretischen-, Normal-, Gumbel- und Weibullverteilung (bei den Abbildungen 5.32 bis 5.35 ohne die empirischen Daten) bestimmten Wiederkehrzeiten. Als Referenz für die Normal-, Gumbel- und Weibullverteilung dient die mit der empirisch-theoretischen Verteilung errechnete Wiederkehrzeit. Diese wird mit der Gumbelverteilung am besten abgeschätzt. Je höher die Schranke dabei gesetzt wird, desto schlechter wird die Abschätzung mit der Normal- und Weibullverteilung. Die Abschätzung mit der Gumbelverteilung ist auch für sehr hohe Schrankenwerte sehr gut, wie Teilabbildung e), eine partielle Vergrößerung von Teilabbildung d), zeigt.

Anders ist das Verhalten bei Temperaturmittelwerten und unteren Schranken. Abbildung 5.32 zeigt dies für die Station Bayreuth am Beispiel der Wahrscheinlichkeit, dass in einem Januar ein Ereignis unterhalb der betrachteten Schranke eintritt. Hier werden die Schrankenwerte fortlaufend von a) nach d) verringert. Es zeigt sich, dass für relativ hohe Schranken die Gumbelverteilung eine zu kleine Wahrscheinlichkeit ermittelt, die Normal- und Weibullverteilung dagegen eine zu große Wahrscheinlichkeit. Schiebt man die Schranke nach unten,

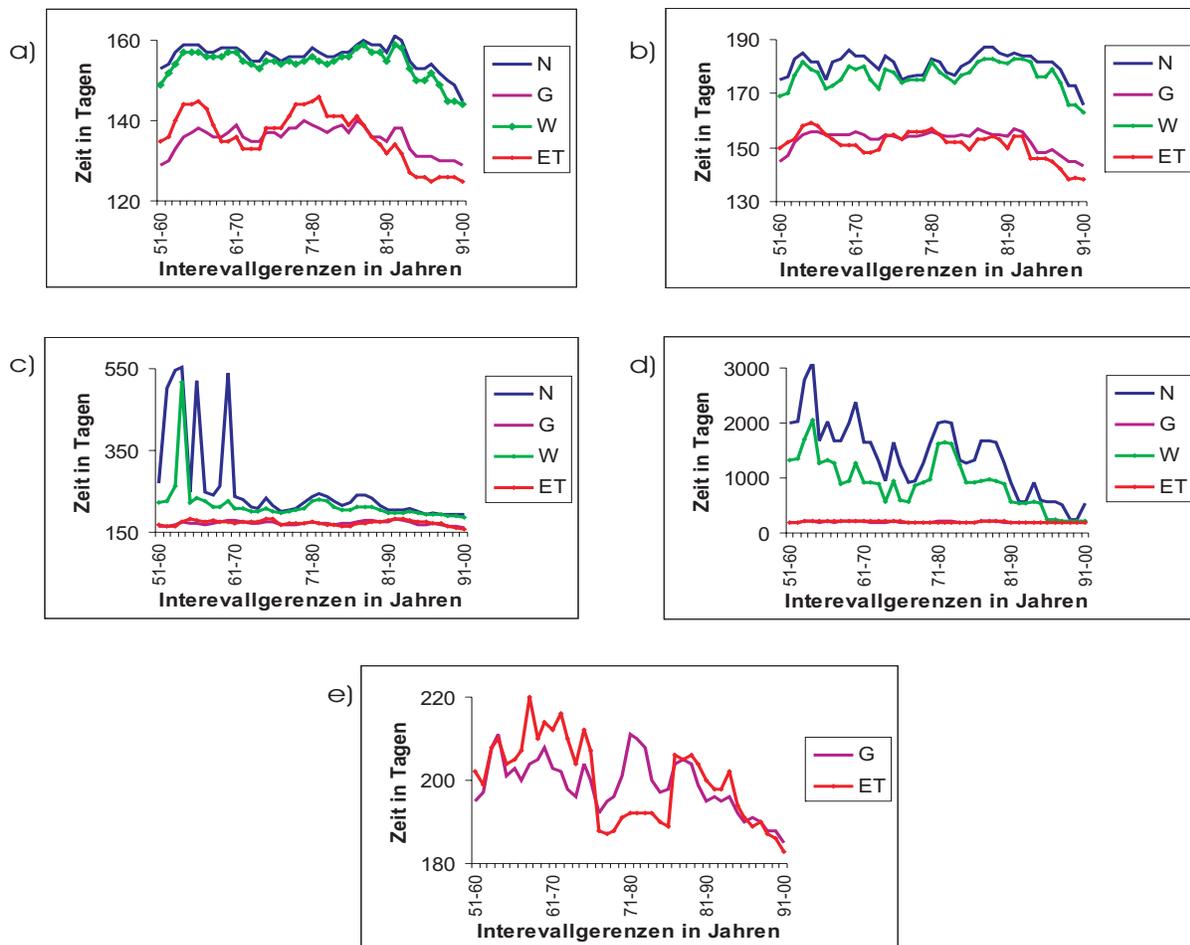


Abbildung 5.33: Zeit, bis bei Maximaltemperaturen an der Station Aachen ($50,78^{\circ}\text{N}$, $6,10^{\circ}\text{O}$) ein Ereignis mit einer Wahrscheinlichkeit von 90% für die oberen Schranken 1.25- (a), 1.5- (b), 1.75- (c) und 2σ (d) eingetreten ist. Abbildung e) zeigt die Vergrößerung der empirisch-theoretischen- und der Gumbelverteilung für die 2σ -Schranke.

so unterschätzen alle drei theoretischen Verteilungen die Eintrittswahrscheinlichkeit. Dabei liegen die mit der Normal- und Weibullverteilung ermittelten Wahrscheinlichkeiten zwar deutlich besser als die mit der Gumbelverteilung ermittelten, aber auch bei Ihnen ist der absolute Fehler sehr hoch, bis hin zu einer berechneten Wahrscheinlichkeit von 0 bzw 0.0012 für die Weibull- bzw. Normalverteilung, während die empirisch-theoretische Verteilung eine Wahrscheinlichkeit von 0.06 liefert. Allerdings erkennt man auch, dass die ermittelten Trends, trotz Abweichungen in den Absolutwerten, ein ähnliches Verhalten zeigen.

Die Abbildungen 5.33 und 5.34 zeigen das Verhalten der Verteilungen bei Minimumtemperaturen am Beispiel der Station Aachen. Dabei ist in Abbildung 5.33 die Zeit angegeben, bis ein Ereignis oberhalb der angegebenen Schranken mit einer Wahrscheinlichkeit von mindestens 90% eingetreten ist. Auch hier werden die Schrankenwerte schrittweise nach oben gesetzt. Wie schon für die oberen Schranken bei Mitteltemperaturen ist die Gumbelver-

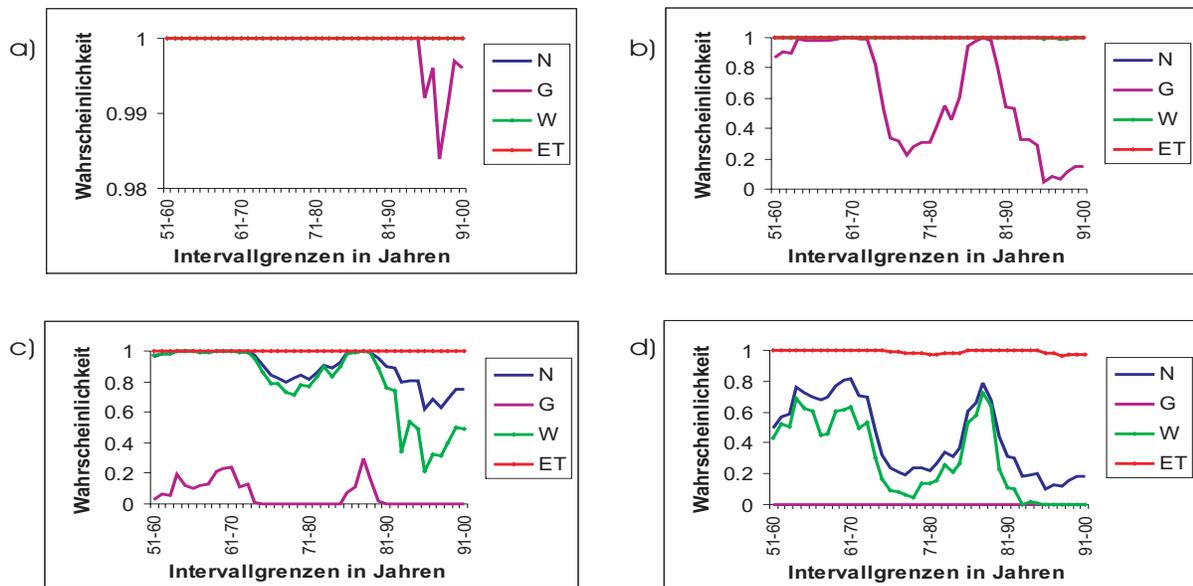


Abbildung 5.34: Wahrscheinlichkeit, dass bei Maximaltemperaturen an der Station Aachen ($50,78^{\circ}\text{N}$, $6,10^{\circ}\text{O}$) in einem Jahr mindestens ein Ereignis unterhalb der -1.25 - (a), -1.5 - (b), -1.75 - (c) und -2σ -Schranke (d) eintritt.

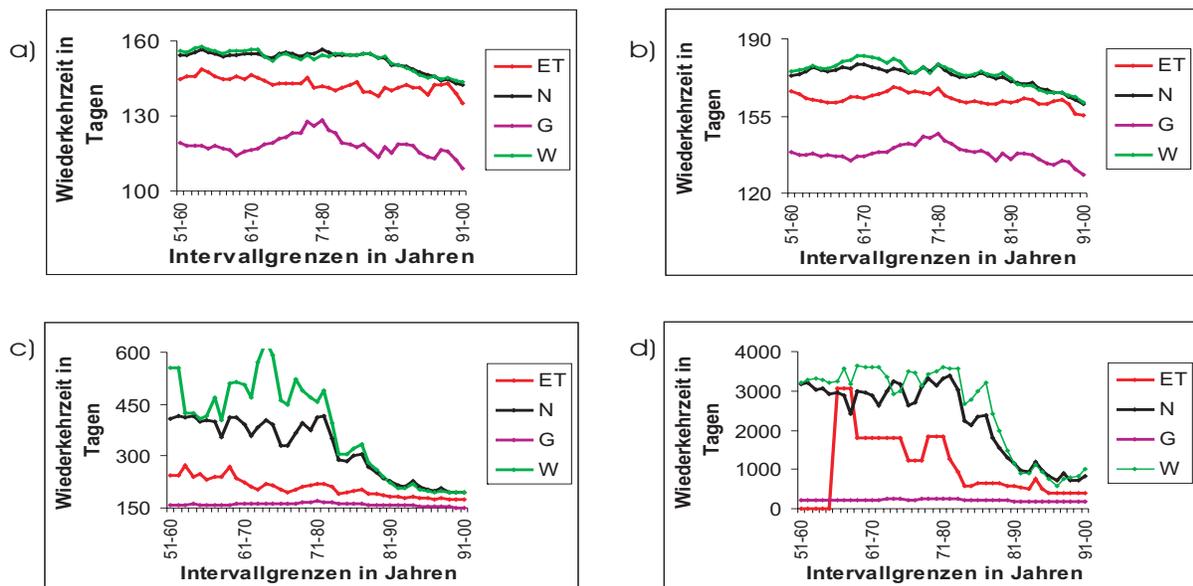


Abbildung 5.35: Wiederkehrzeit an der Station Aulendorf ($47,96^{\circ}\text{N}$, $9,64^{\circ}\text{O}$) für ein Ereignis oberhalb der 1.25 -, 1.5 -, 1.75 - und 2σ -Schranke.

teilung am besten für die Abschätzung der Eintrittswahrscheinlichkeit geeignet. Hingegen zeigen die Normal- und Weibullverteilung schon bei der 1.75σ -Schranke extreme Abweichungen von der als Referenz angenommenen empirisch-theoretischen Verteilung.

Die Genauigkeit der Abschätzung von Ereignissen unterhalb unterer Schranken bei Tagesminimumtemperaturen ist in Abbildung 5.34 am Beispiel der Wahrscheinlichkeit dargestellt, dass in einem Jahr mindestens ein Ereignis unterhalb der betrachteten Schranke liegt, wobei die Schranke wieder schrittweise verschoben wird. Für die -1.25σ -Schranke liegen die empirisch-theoretische-, Normal- und Weibullverteilung aufeinander und liefern eine Wahrscheinlichkeit von eins für ein Ereignis unter der Schranke. Die Gumbelverteilung unterschätzt schon bei dieser Schranke für einige Intervalle die Eintrittswahrscheinlichkeit. Bei der -1.5σ -Schranke wird der Abstand der mit der Gumbelverteilung ermittelten Wahrscheinlichkeit größer, bei der -1.75σ -Schranke liefern erstmals auch die Weibull- und Normalverteilung signifikant von eins verschiedene Wahrscheinlichkeiten, obwohl die empirisch-theoretische-Verteilung weiterhin eine Wahrscheinlichkeit von eins liefert. Bei der -2σ -Schranke ist die Abweichung am größten. Die empirisch-theoretische Verteilung liefert eine Wahrscheinlichkeit von fast konstant Eins, die Gumbelverteilung eine Wahrscheinlichkeit von Null, und die Weibull- und Normalverteilung liegen unter starken Schwankungen und zum Teil großen Abweichungen von der empirisch-theoretischen Verteilung zwischen den anderen Verteilungen. Auch hier ist also die Gumbelverteilung bei unteren Schranken am schlechtesten zum Abschätzen geeignet.

Bei den Minimumtemperaturen sind bei oberen und unteren Schranken immer große Abweichungen zwischen der empirisch-theoretischen und den drei anderen Verteilungen zu beobachten. Dies ist in Abbildung 5.35 beispielhaft für die Wiederkehrzeit an oberen Schranken an der Station Aulendorf dargestellt. Während die Gumbelverteilung schon bei niedrigen Schranken die Wiederkehrzeit unterschätzt, überschätzen Weibull- und Normalverteilung die Wiederkehrzeit. Diese Abweichungen werden unso größer, je höher man die Schranke setzt. Auffällig ist hierbei zusätzlich, dass für die 2σ -Schranke die empirisch-theoretische Verteilung erst mit dem Intervall 1956-1965 einsetzt. Vorher ist kein Ereignis über dieser Schranke eingetreten. Dies ist für Monatsdaten nichts ungewöhnliches (vgl. Abb. 5.8), bei Tagesdaten tritt ein solches Verhalten jedoch ausgesprochen selten auf.

5.3 Zusammenfassung der Ergebnisse, Teil I

Es folgt eine Zusammenfassung der wichtigsten Ergebnisse der gleitenden Analyse.

Niederschlagsdaten:

- Ergebnisse der Niederschlagsmonatsdaten
 - Es zeigt sich ein positiver Trend für die Lage- und Streuparameter (Abb. 5.1 bis 5.3); daraus resultiert ein Rückgang unterer Extremereignisse (Abb. 5.4), insbesondere im Süden, und eine Zunahme oberer Extremereignisse im Westen sowie ein Rückgang oberer Extremereignisse im Osten (Abb. 5.5).

- Bei Niederschlagsmonatsdaten ist die Gumbelverteilung am besten zum Abschätzen der Eintrittswahrscheinlichkeit bei oberen Schranken geeignet (vgl. z. B. Abb. 5.6).
- Ergebnisse der Niederschlagstagesdaten
 - Bei Tagesdaten kann nicht pauschal von einem Trend zu mehr/weniger Extremniederschlägen gesprochen werden; diese sind Schrankenabhängig (z. B. in Norddeutschland, vgl. z. B. Abb. 5.11, 5.12 oder 5.19).
 - Die Streuung der Daten nimmt im Winter zu, insbesondere im Dezember im Süden und im Januar im Westen; dies ist der Grund für die steigenden Überschreitungswahrscheinlichkeiten im Winter; im Sommer nimmt die Streuung, insbesondere im Juni im Süden und im August im Westen, ab (vgl. Abb. 5.15 und 5.16).
 - Im Westen Deutschlands: Trend zu höherer Zahl von Trockenperioden im Gesamtjahr. Dieser Trend ist für Trockenperioden mit einer Länge von 7 Tagen im Nordwesten, für Trockenperioden mit einer Länge von 11 Tagen im Westen am stärksten; es zeigt sich aber ein negativer Trend der Max. Trockenperiodenlänge (Abb. 5.22).
 - In Gebieten mit Trends zu geringeren Niederschlägen ist auch ein Rückgang der Jahres- und Jahrzehntereignisse zu beobachten. In Gebieten mit Trends zu höheren Niederschlägen ist ein Anstieg der Jahres- und Jahrzehntereignisse zu beobachten (exemplarisch Abb. 5.21).

Temperaturdaten:

- Ergebnisse der Temperaturmonatsdaten
 - Bei Temperaturmonatsdaten sind die Normal- und Weibullverteilung am besten zum Abschätzen der Unterschreitungswahrscheinlichkeit unterer Schranken geeignet (vgl. Abb. 5.24); bei oberen Schranken ergibt sich kein einheitliches Bild.
 - Durch geringen Datenumfang keine regionale Differentiation der Trends möglich.
- Ergebnisse der Temperaturtagesdaten
 - Bei Temperaturtagesdaten ist die Gumbelverteilung bei Mittel- und Maximaltemperaturen am besten zur Abschätzung der Wahrscheinlichkeiten des Überschreitens oberer Schranken geeignet (vgl. Abb. 5.31 und 5.33).

- Bei Minimaltemperaturen und unteren Schranken ist keine der Verteilungen gut zum Abschätzen der Wahrscheinlichkeit geeignet (vgl. Abb. 5.32, 5.34 und 5.35). Dabei unterschätzen alle Verteilungen die Eintrittswahrscheinlichkeit bei unteren Schranken, und zwar umso mehr, je tiefer die Schranke liegt.
- Trends der Wiederkehrzeit für relative Extremereignisse unter unteren Schranken ist stärker positiv als die Trends der Wiederkehrzeit für relative Extremereignisse über oberen Schranken negativ ist; die Zahl der oberen Extremereignisse steigt also schneller, als die der unteren Extremereignisse zurückgeht (vgl. Abb. 5.29, 5.30 sowie A.4 bis A.9).
- Der Lageparameter der angepassten Verteilungen zeigt insbesondere im Winter (Dezember, Januar und Februar) und Sommer (Juli und August) in ganz Deutschland stark positive Trends, in den Übergangsjahreszeiten jedoch keine einheitlichen und insgesamt schwächere Trends. Die Streuung geht insbesondere im Winter im Süden (Dezember, Januar und Februar) zurück, im Norden jedoch steigt sie sowohl im Sommer (Juli, August) also auch im Winter (Dezember, Januar) an (vgl. Abb. A.10 bis A.15).

Teil II

Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung

Kapitel 6

Methode der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung

6.1 Motivation

Bei der klassischen Herangehensweise zur Beschreibung und Analyse von Klima-Extremen werden obere bzw. untere Schranken definiert (vgl. Kap. 4.1). Die Messwerte oberhalb bzw. unterhalb dieser Schranken werden als Extreme angesehen und beispielsweise deren Auftrittshäufigkeit, Verteilung oder Clusterung betrachtet. Hierbei werden jedoch die Werte des so definierten „normalen Bereiches“, also unterhalb der oberen bzw. oberhalb der unteren Schranken nicht zur Analyse genutzt. Hierdurch fehlen wichtige Informationen, die Veränderungen des Extremverhaltens erklären könnten. Beispielsweise, kann eine Häufung von Extremen durch einen Trend in der gesamten Zeitreihe oder durch eine Zunahme der Streuung (oder durch eine Kombination von beidem, vgl. Abb. 1.3) entstanden sein. Ohne die Messwerte aus dem hier sog. „normalen Messwertebereich“ ist eine Klärung dieses Sachverhaltes nicht möglich. Desweiteren ist eine naheliegende Eigenschaft von Extremen ihre Seltenheit. Das sich hieraus ergebende Dilemma: Je extremer ein Ereignis (und somit auch je interessanter im Hinblick auf seine Auswirkungen), umso seltener tritt es ein und umso schwieriger fällt seine statistische Beschreibung. Aufgrund dieser Nachteile ist eine Herangehensweise erwünscht, die möglichst alle Messwerte einer Zeitreihe benutzt und Erkenntnisse über die Verursachung von Änderungen im Extremverhalten zulässt. Dies bietet die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung.

6.2 Instationäre Bedingungen

Bei der hier angewandten Zerlegung wird die auszuwertende Zeitreihe als Realisation eines Zufallsprozesses angesehen, der aus einem stochastischen und einem deterministischen

Anteil besteht. Die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von Extremen ist durch die zugrundegelegte Wahrscheinlichkeitsdichte (PDF, vgl. Kap. 3) bestimmbar. Eine geeignete Verteilung kann durch Anwendung der Kolmogorow-Smirnow-Statistik [33] geschätzt werden. Nach Anpassung der Parameter an die vorliegenden Messwerte, kann man aus der zugrundeliegenden PDF die Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeiten beliebiger Schwellen bestimmen. In diesem einfachsten Fall sind die Verteilungs-Parameter zeitlich konstant und die Vorgehensweise ist vergleichbar mit der Vorgabe bestimmter Schwellen und nachfolgender Bestimmung der empirischen Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeit durch Auszählen der Extrema. Gemessene Zeitreihen von Klimaelementen erfüllen jedoch in den seltensten Fällen die Bedingung der Stationarität. Um diesem Sachverhalt gerecht zu werden, wurde bei der Modellierung von Temperaturzeitreihen basierend auf der Gauß-Verteilung in einem ersten Schritt ein zeitlich variabler Mittelwert zugelassen [5]. Hierbei wird gezielt nach bestimmten, klimatologisch relevanten Zeitstrukturen im Mittelwert gesucht. Konkret sind dies lineare und nicht-lineare Trends, sowie säkulare, niederfrequente Schwankungen, die mit Hilfe von Polynomen modelliert werden können. Allgemein formuliert (s.a. [33]):

$$P(t) = \text{const.} + \sum T(t) + S(t) + N(t) \quad (6.1)$$

$P(t)$: zeitabhängiger Parameter (hier: Mittelwert der Gauß-Verteilung),
 const. : konstanter Wert,
 $\sum T(t)$: Summe von Trendfunktionen,
 $S(t)$: saisonale Komponente,
 $N(t)$: niederfrequente Komponente.

Die saisonale Komponente $S(t)$ wurde in dieser Studie nicht berücksichtigt, da Zeitreihen von Monats- und saisonalen Mitteln jeweils separat analysiert wurden. Die Trendkomponente $T(t)$ dient zur Beschreibung langfristiger Änderungen des betrachteten Parameters. Es wird nach Trends bis zur maximalen Ordnung 5 gesucht, wodurch auch progressive Entwicklungen berücksichtigt werden:

$$T_i(t) = a_i + b_i t^i \quad \text{mit } i = 1, 2, \dots, 5 \quad (6.2)$$

Durch die Überlagerung zweier Trendfunktionen, können ebenfalls degressive Trends beschrieben werden. Die niederfrequente oder auch polynomiale Komponente $N(t)$ wird durch ein Polynom der maximalen Ordnung 5 beschrieben:

$$N_j(t) = a_0 + \sum_{i=1}^j a_i t^i \quad \text{mit } j = 1, 2, \dots, 5 \quad (6.3)$$

Hierdurch können bis zu zwei lokale Maxima und Minima beschrieben werden.

Anhand der signifikanten Zeitfunktionen (s. Kap. 6.3) kann das Residuum der Zeitreihe bestimmt werden. Dies bildet den stochastischen Anteil der Zerlegung und sollte somit nicht

von der gewählten PDF (z.B. Gauß-Verteilung) unterscheidbar sein. Dies wird anhand der Kolmogorow-Smirnow-Statistik geprüft (s. [33]). Ist dies nicht gegeben, so ist die gewählte Verteilung nicht geeignet zur Modellierung der vorliegenden Zeitreihe.

6.3 Selektionsstrategie

Die im letzten Abschnitt vorgestellten Funktionen bilden ein Reservoir von potenziell in der zu analysierenden Zeitreihe enthaltenen Zeitstrukturen bezüglich des betrachteten Parameters der zugrundegelegten Wahrscheinlichkeitsverteilung. Um nun signifikante Funktionen zu detektieren bedarf es einer Selektionsstrategie, die die relevanten Strukturen auswählt und gleichzeitig deren Anzahl so gering wie möglich hält, um eine Überanpassung zu vermeiden. Dies leistet die sog. Schrittweise Regression ([28, 31, 33]). Sie funktioniert nach folgendem Prinzip (f. Einzelheiten s. z.B. [31]): Aus einem Reservoir von potenziellen Einflussgrößen (Regressoren), wird die signifikanteste anhand des Maximum-Likelihood-Prinzips bestimmt. Dies ist gleichbedeutend mit der Minimierung der sog. Distanzfunktion, was bei zugrundegelegter Normalverteilung das mittlere Abstandsquadrat ist, und somit in diesem speziellen Fall zur allgemein bekannten linearen Regression führt. Anschließend wird der nächste signifikante Regressor gesucht und, falls hinreichend signifikant, in das bestehende Modell aufgenommen. Dies wird so lange fortgeführt, bis keine Einflussgrößen mehr hinzugenommen werden können. Um nun zu starke Abhängigkeiten zwischen den Regressoren zu vermeiden (und die Modell-Dimension so gering wie möglich zu halten), wird nach jedem Finden eines neuen Regressors geprüft, ob vorherige Einflussgrößen redundant bzw. unsignifikant geworden sind, und damit aus dem Modell entfernt werden können. Das Modell ist gefunden, sobald keine Regressoren mehr hinzugenommen und entfernt werden können. Bei der Bestimmung von zwei Parametern P_1 und P_2 (z.B. Mittelwert und Standardabweichung bei der Gauß-Verteilung) muss diese Vorgehensweise erweitert werden: Nach jedem Finden eines signifikanten Regressors bezüglich P_1 wird die Zeitreihe bezüglich des anderen Parameters P_2 aktualisiert, um Abhängigkeiten zwischen den beiden Parametern zu handhaben (zu Einzelheiten s. [33]).

Nach erfolgreicher Zeitreihenzerlegung liegt die PDF mit den beiden Verteilungsparametern P_1 und P_2 also in der Form $f(x, P_1(t), P_2(t))$ vor. Durch Integration dieser PDF kann die Wahrscheinlichkeit für das Über- bzw. Unterschreiten einer beliebigen Schwelle für jeden beliebigen Zeitpunkt geschätzt werden. Diese zeitabhängigen Wahrscheinlichkeiten spiegeln die in den Parametern gefundenen Zeitstrukturen wieder.

6.4 Beispiel

Die Arbeitsweise der Methodik wird im folgenden am Beispiel der Juli-Mitteltemperatur an der Station Jena / Sternwarte veranschaulicht (s. Abb. 6.1). Es wurde, wie bei allen Tem-

peraturdaten, die Gauß-Verteilung zugrundegelegt, da diese am besten zur Modellierung von Monats- und saisonalen Mitteln der Temperratur geeignet ist.

Durch die Anwendung der Schrittweisen Regression wurde ein signifikanter, linearer Trend im Mittelwert ($T_\mu(t)$) und ein signifikanter, progressiver Trend 4.ter Ordnung in der Standardabweichung ($T_\sigma(t)$) detektiert:

$$\begin{aligned} T_\mu(t) &= a_0 + a_1 t \\ T_\sigma(t) &= b_0 + b_1 t^4 \quad . \end{aligned} \quad (6.4)$$

Die Trendfunktion ist in Abb. 6.1 rot eingezeichnet, Die Zeitfunktion der Standardab-

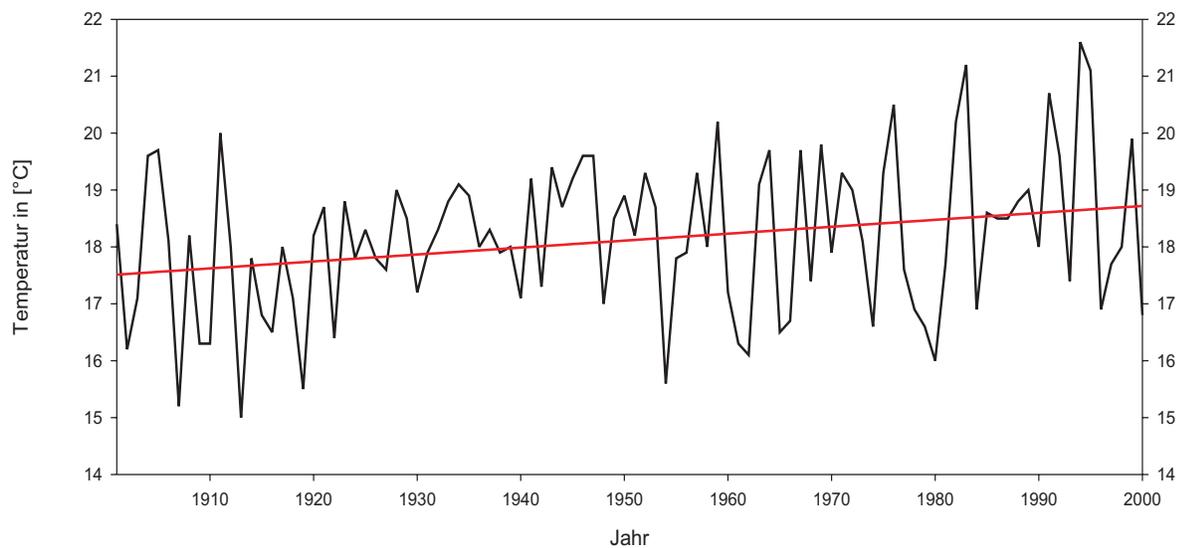


Abbildung 6.1: Schwarz: Julimittel der Tagesmitteltemperaturen von 1901 bis 2000 an der Station Jena /Sternwarte, rot: detektierter Trend des Mittelwertes.

weichung hat keine Temperatureinheit und ist daher in Abb. 6.1 nicht abgebildet. Das Residuum, also den stochastischen Anteil der Temperaturdaten (schwarze Kurve in Abb. 6.1 erhält man durch Subtraktion des Trends des Mittelwertes ($T_\mu(t)$) und nachfolgender Division durch den Trend der Standardabweichung ($T_\sigma(t)$). Dieses Residuum ist sehr gut Gauß-verteilt (Ablehnungswahrscheinlichkeit des Kolmogorow-Smirnow-Tests: 9,6%), so dass die Modellierung erfolgreich war. Die PDF mit den zeitabhängigen Parametern $\mu(t)$ und $\sigma(t)$ (vgl. Gl. 3.1) lässt sich für beliebige Zeitpunkte darstellen, was in Abb. 6.2 für drei unterschiedliche Jahre gezeigt ist.

In diesem Beispiel erkennt man auch die unterschiedliche Wirkungsweise der zeitabhängigen Parameter. Da der Trend des Mittelwertes 1.ter Ordnung, also linear ist, dominiert er in den ersten Jahren die Veränderung der PDF, so dass die Wahrscheinlichkeitsdichte zunächst annähernd formtreu zu höheren Temperaturen hin verschoben wird (vgl. schwarze

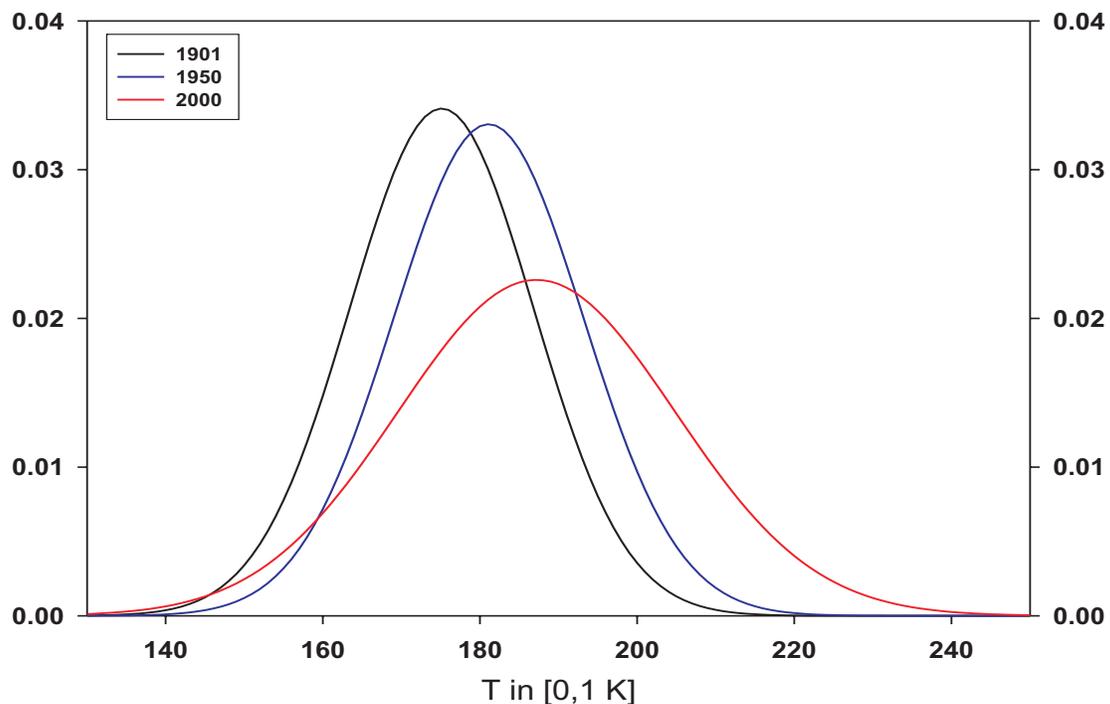


Abbildung 6.2: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF) der Julimittel-Temperatur an der Station Jena / Sternwarte für drei unterschiedliche Jahre (vgl. Text).

und blaue Kurve in Abb. 6.2). Da der Trend der Standardabweichung progressiv ist (4.ter Ordnung) wirkt er sich erst später, dafür zunehmend aus, was zu einer sich beschleunigenden Verbreiterung der PDF führt (vgl. blaue mit roter Kurve in Abb. 6.2).

Die Wahrscheinlichkeit für das Über- bzw. Unterschreiten vorgegebener Schwellen ist proportional dem durch die gewählte Schranke gegebenen Flächenverhältnis unter der PDF (vgl. auch Abb. 1.3). Also ist die durch die zeitabhängigen Verteilungs-Parameter hervorgerufenen Flächenänderung die entscheidende Größe zur Bestimmung der Änderung dieser Wahrscheinlichkeit. In diesem Beispiel zeigt sich die stärkste Veränderung an der rechten Flanke der PDF (vgl. Abb. 6.2), so dass entsprechend die Überschreitungswahrscheinlichkeiten für obere Schwellen im Analysezeitraum (1901 - 2000) deutlich angestiegen sind (vgl. Abb. 6.3, links), wohingegen die Unterschreitungswahrscheinlichkeiten für untere Schwellen in diesem Fall zunächst gesunken, und ab etwa 1950 annähernd konstant geblieben sind (s. Abb. 6.3, rechts).

Hierbei zeigen sich vor allem für hohe obere Schranken teils drastische Änderungen, so ist beispielweise die Wahrscheinlichkeit für ein Julimittel über 21 °C (vgl. schwarze Kurve in Abb. 6.3, links) von 0,0016 im Jahr 1901 auf 0,1036 im Jahr 2000 angestiegen. Die Jährlichkeit, also die mittlere Zeit in Jahren, die man bei einer gegebenen Eintrittswahrscheinlichkeit auf das Ereignis wartet, ist der Kehrwert dieser Eintrittswahrscheinlichkeit.

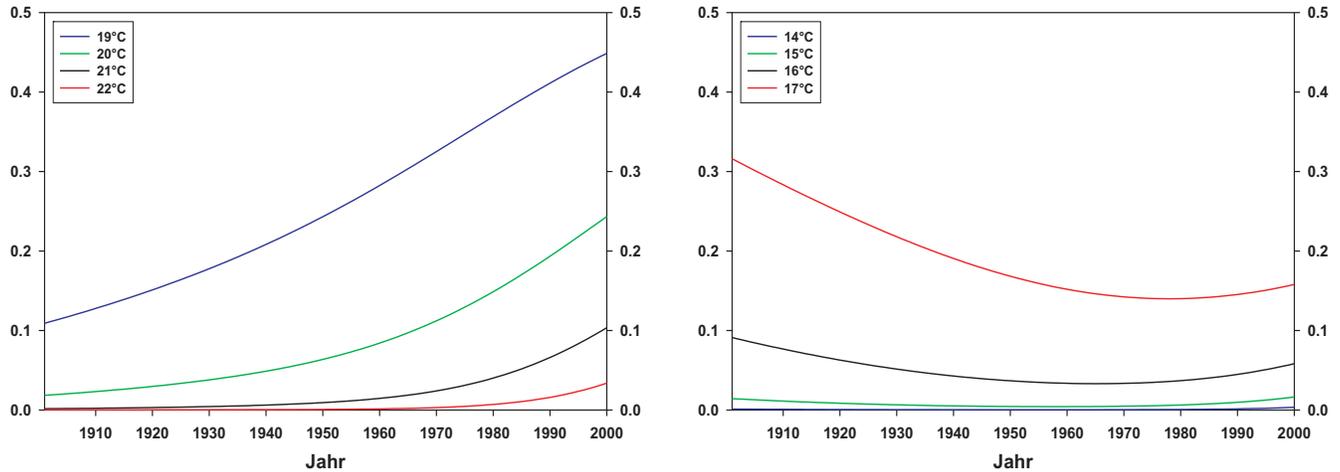


Abbildung 6.3: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten (links) und Unterschreiten (rechts) ausgewählter oberer und unterer Schranken der Julimittel-Temperatur an der Station Jena-Sternwarte 1901-2000.

Diese Jährlichkeit ist in diesem speziellen Fall von 625 auf etwa 9,7 Jahre gesunken. Hier wirkte offensichtlich ein positiver Trend im Mittelwert und eine sich beschleunigende Zunahme der Schwankungsbreite (Standardabweichung) zusammen, was ein ehemals extrem seltenes zu einem im Mittel alle 10 Jahre wiederkehrenden, und damit „fast normalen“ Ereignis werden ließ.

Kapitel 7

Ergebnisse

Die in diesem Kapitel dargestellten Ergebnisse gliedern sich zunächst nach den untersuchten Klimaelementen Temperatur, Niederschlag und Wind. Zudem wurden für die Temperatur und den Niederschlag sowohl monatliche bzw. saisonale Daten, als auch aus Tagesdaten abgeleitete Zeitreihen analysiert (vgl. Tab. 2.1). Diese Ergebnisse sind in eigenen Unterabschnitten zu finden.

Da eine große Anzahl von Zeitreihen aus unterschiedlichen Datensätzen untersucht wurden, kann hier nicht auf jede einzelne Station detailliert eingegangen werden. Es wird daher jeweils ein Überblick gegeben, und nachfolgend repräsentative Ergebnisse einzelner Stationen eingehender vorgestellt. Eine umfassende Zusammenstellung von Tabellen und Ergebniskarten findet sich in Anhang B.

7.1 Temperatur

Zur Modellierung von Temperatur-Zeitreihen hat sich die Gauß-Verteilung als sehr gut geeignet herausgestellt (s. Kap. 3, 6 und [5]). Dies konnte durch die Residuenanalyse in fast allen Fällen auch bestätigt werden (Vorgehensweise s. Kap. 6).

7.1.1 Monats- und saisonale Mittel

Im diesem Abschnitt 7.1.1 werden zunächst die Ergebnisse der zwölf (bzw. sechs für T-max u. T-min, vgl. Kap. 2) 100-jährigen Temperatur-Reihen vorgestellt, anschließend wird auf die 50-jährigen Reihen (jeweils 141 Stationen, vgl. Kap. 2) eingegangen.

Bei den aus Tagesdaten abgeleiteten Reihen handelt es sich nicht mehr um Temperaturen, sondern um Häufigkeiten von Schwellenüberschreitungen. Zur Modellierung dieser Daten wurde die Weibull-Verteilung zugrundegelegt. Die Ergebnisse dieser Analysen finden sich in Abschnitt 7.1.2.

Für die 100-jährigen Reihen zeigt sich meistens ein positiver Trend im Mittelwert, wohingegen in der Standardabweichung größtenteils kein signifikanter Trend gefunden wurde (vgl. a. Abb. B.1 bis B.45 in Anhang B). Im Winter und Frühjahr sind diese Trends im Mittelwert meistens progressiv, vor allem bei der Maximum-Temperatur, was an der hohen Ordnung der Trendfunktion in Abb. 7.1 oben abgelesen werden kann.

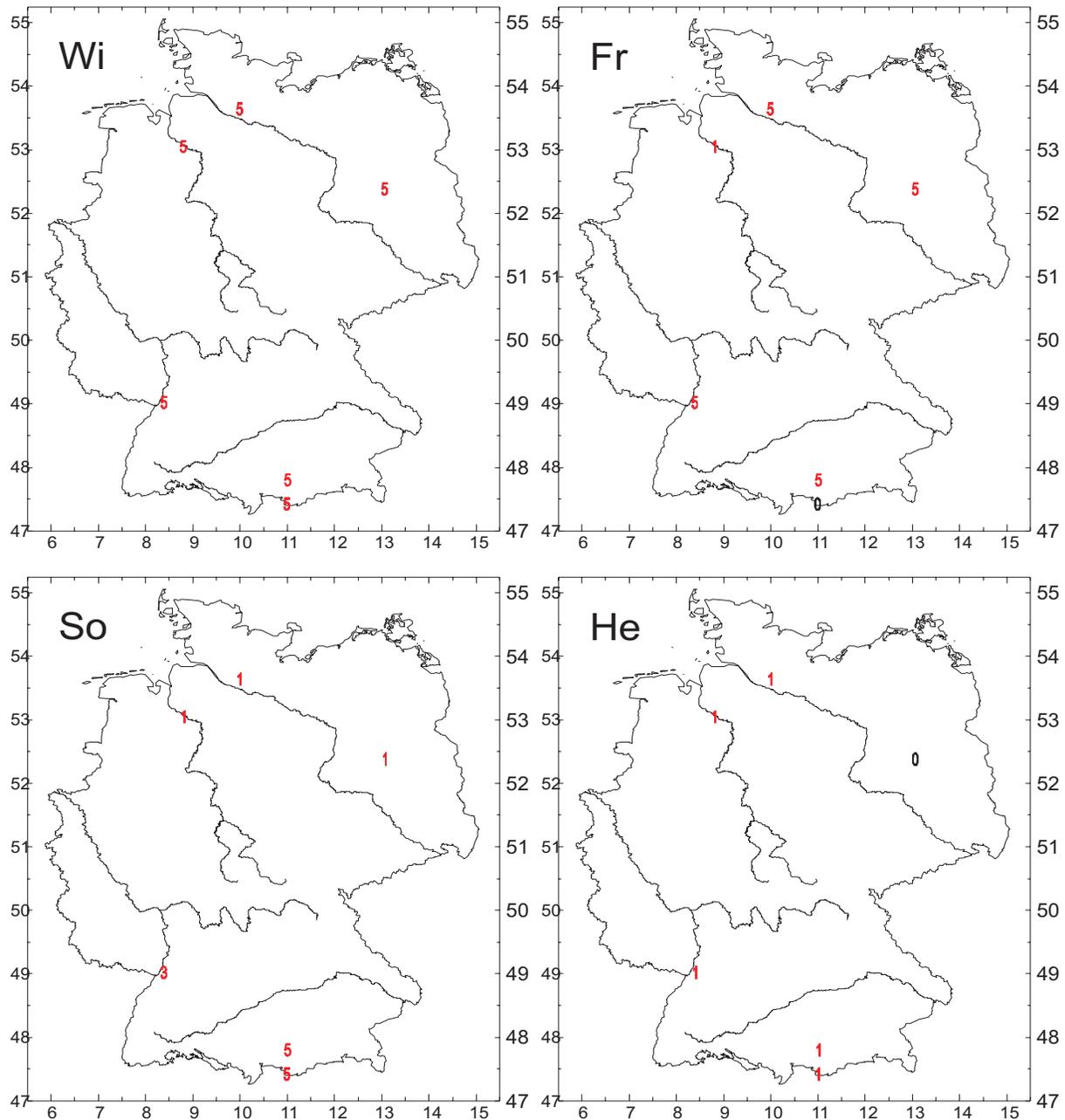


Abbildung 7.1: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmaximumtemperatur 1901 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

Bei den 100-jährigen Reihen finden sich zusätzlich auch häufig polynomiale Komponenten für den Mittelwert, die sich mit der Trendfunktion überlagern (s. wiederum Abb. B.1 bis B.45 in Anhang B). Dies soll anhand der August-Mittel der Tagesmaximum-Temperaturen an der Station Karlsruhe veranschaulicht werden. Hier wurde folgende Trend- und polynomiale Funktion für den Mittelwert detektiert (vgl. a. Abb. B.20 in Anhang B):

$$\begin{aligned} T_\mu(t) &= a_0 + a_1 t^4 \\ P_\mu(t) &= b_0 + b_1 t - b_2 t^2 + b_3 t^3 \quad . \end{aligned} \quad (7.1)$$

Hierbei bezeichnet T_μ die Trendfunktion und P_μ entsprechend die polynomiale Komponente des Mittelwertes. Durch die Überlagerung dieser beiden Funktionen wird die PDF mit der Zeit zu höheren Werten hin verschoben, und zwar gegen Mitte des Analysezeitraumes hin abgebremst und nachfolgend wieder beschleunigt (vgl. Abb. 7.2).

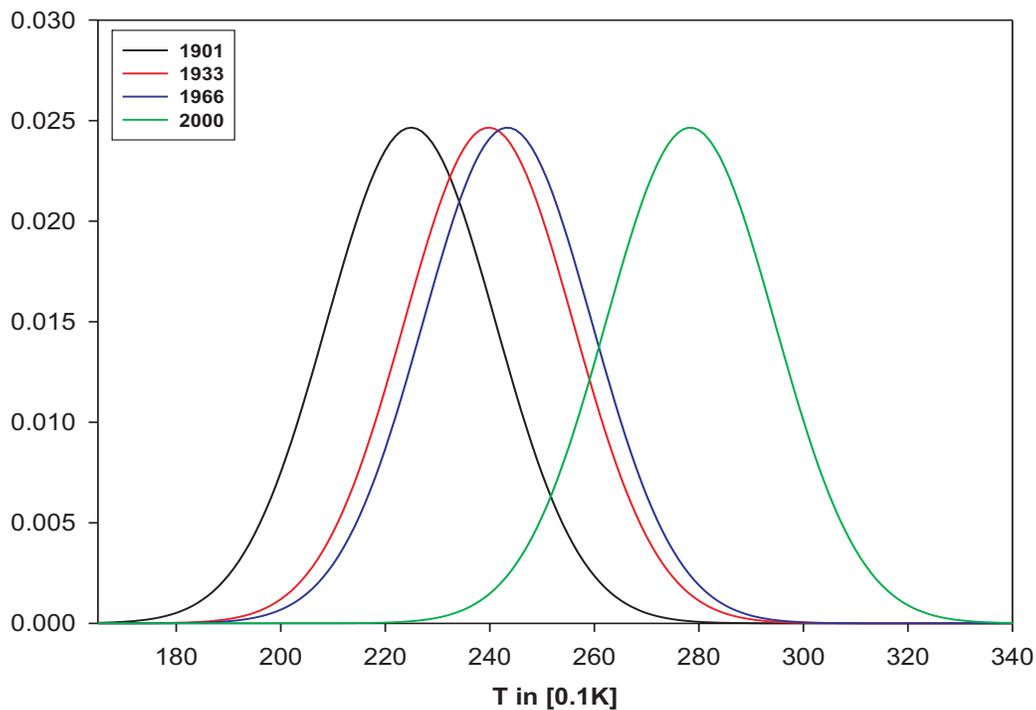


Abbildung 7.2: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF) der Augustmittel der Tagesmaximum-Temperatur an der Station Karlsruhe 1901 - 2000 für vier unterschiedliche Jahre.

Dies korrespondiert mit dem zeitlichen Verlauf der Wahrscheinlichkeiten für das Über- bzw. Unterschreiten oberer bzw. unterer Schranken, von denen eine Auswahl in Abb. 7.3 gezeigt sind: Hier zeigt sich ein ausgeprägter Anstieg der Überschreitungswahrscheinlichkeiten (Abb. 7.3, links) und entsprechend ein starker Abfall der Unterschreitungswahrscheinlichkeiten (rechts). Jedoch sind diese Änderungen etwa in der Mitte des 20.

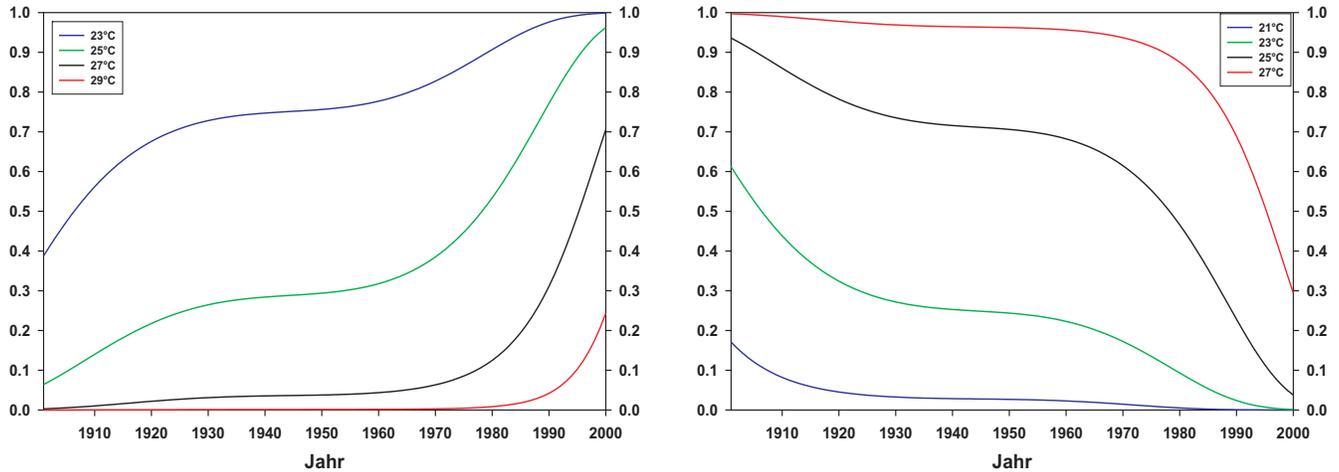


Abbildung 7.3: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten (links) und Unterschreiten (rechts) ausgewählter oberer und unterer Schranken der Augustmittel der Tagesmaximum-Temperatur an der Station Karlsruhe 1901-2000.

Jh. sehr gering, was durch die Überlagerung des Polynoms mit dem Trend 4.ter Ordnung (vgl. Gl. 7.1) hervorgerufen wird.

Es existieren auch Beispiele, bei denen sich zusätzlich die Standardabweichung ändert (vgl. Kap. 6, Abb. 6.2 u. 6.3). Einen seltenen Fall stellen die Julimittel-Temperaturen an der Station Bremen dar, da sich hier ausschließlich die Standardabweichung ändert (vgl. Abb. B.7 in Anhang B), und zwar mit einem Trend 5. ter Ordnung:

$$T_{\sigma}(t) = a_0 + a_1 t^5 \quad (7.2)$$

Hierdurch verbreitert sich die zugehörige PDF mit der Zeit und zwar mit zunehmender Geschwindigkeit gemäß dem detektierten nicht-linearen Trend aus Gl. 7.2, was in Abb. 7.4 dargestellt ist. Wie man der Abb. 7.5 entnimmt, hat dies eine Erhöhung sowohl der Über-, als auch der Unterschreitungswahrscheinlichkeiten zur Folge, da sich die Flanken der PDF auf beiden Seiten verbreitern.

Leider ist die räumliche Abdeckung der 100-jährigen Temperatur-Daten nicht sehr gut, weswegen auch kürzere Reihen von 1951 bis 2000 analysiert wurden, Hier liegen sowohl für die Mittel-, als auch für die Maximum- und Minimum-Temperatur 141 Stationen vor, die viel detaillierte räumliche Strukturen erbringen, wenn auch nur für einen relativ kurzen Zeitraum. Jedoch zeigen sich in diesen Datensätzen sehr ausgeprägte Strukturen, da fast alle Stationen in diesem Zeitraum (ausser im Herbst) einen starken positiven und progressiven Trend aufweisen. Dies resultiert in detektierten Trendfunktionen höherer Ordnung, vor allem bei der Maximums-Temperatur und vor allem im Winter und Frühling, was Abb. 7.6 zum Ausdruck bringt (vgl. a. Abb. B.46 bis B.54 in Anhang B).

Ein Repräsentatives Beispiel sind die Wintermittel der Tagesmaximum-Temperatur an der Station Frankfurt/Main. Hier wurde ausschließlich ein progressiver Trend 4.ter Ordnung

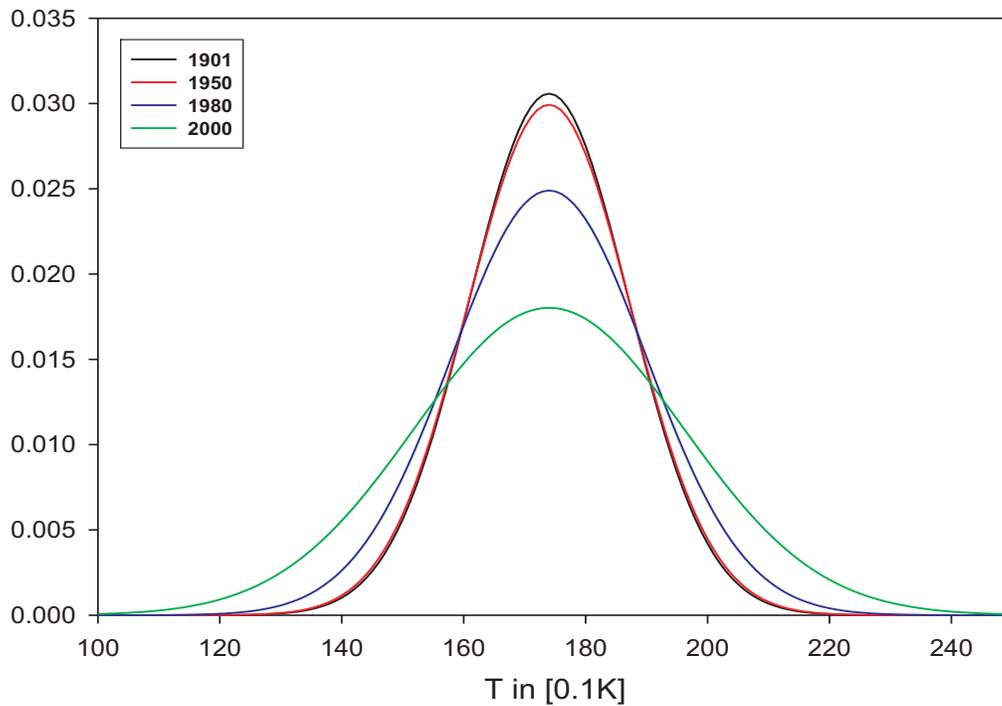


Abbildung 7.4: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF) der Julimittel der Tagesmittel-Temperatur an der Station Bremen 1901 - 2000 für vier unterschiedliche Jahre.

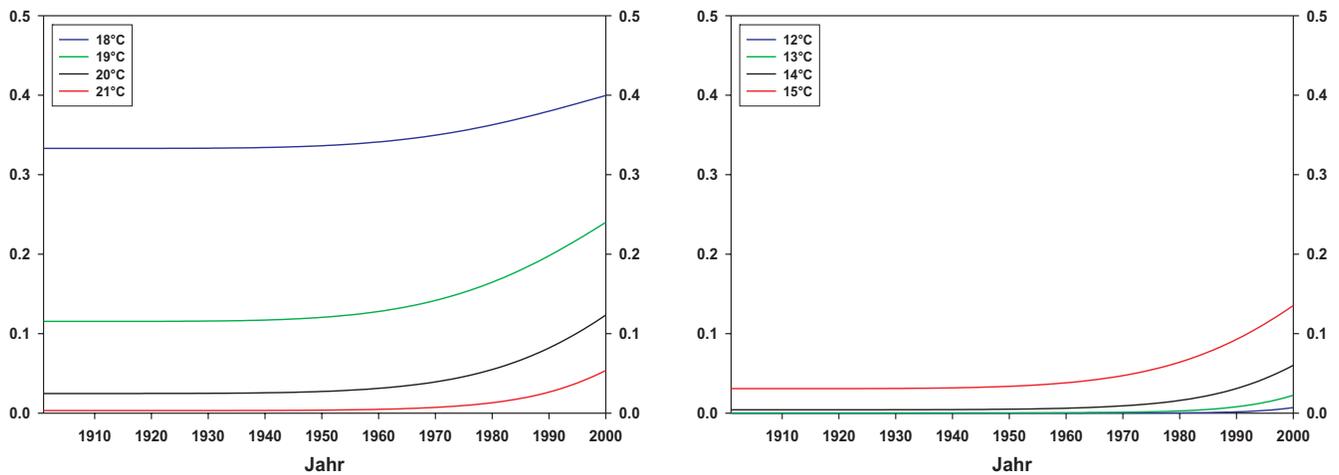


Abbildung 7.5: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten (links) und Unterschreiten (rechts) ausgewählter oberer und unterer Schranken der Julimittel der Tagesmittel-Temperatur an der Station Bremen 1901-2000.

im Mittelwert detektiert (vgl. Abb. 7.6). Die sich hieraus ergebenden PDF sind für drei unterschiedliche Jahre in Abb. 7.7 dargestellt. Man erkennt, dass sich die PDF in charak-

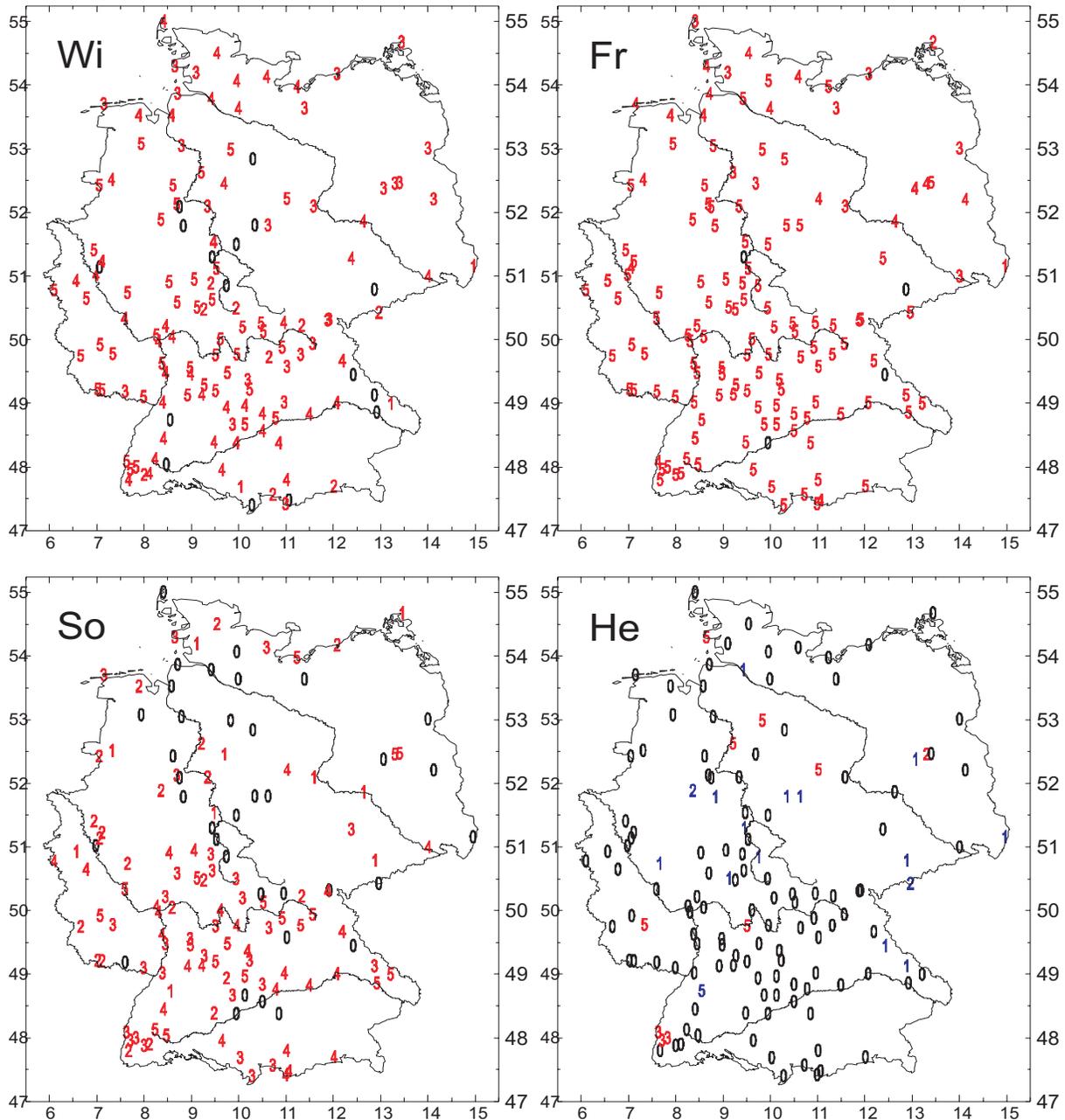


Abbildung 7.6: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmaximumtemperatur 1951 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

teristischer Weise beschleunigend zu höheren Werten hin verschiebt, so dass die stärksten Veränderungen erst gegen Ende des Analysezeitraumes auftreten.

Die zugehörigen Über- bzw. Unterschreitungswahrscheinlichkeiten sind in Abb. 7.8 gezeigt. So hat sich beispielsweise die Wahrscheinlichkeit für ein Wintermittel über 6°C von unter 0,1 im Jahr 1952 auf nahezu 0,5 im Jahr 2000 erhöht (vgl. blaue Kurve in Abb. 7.8 links).

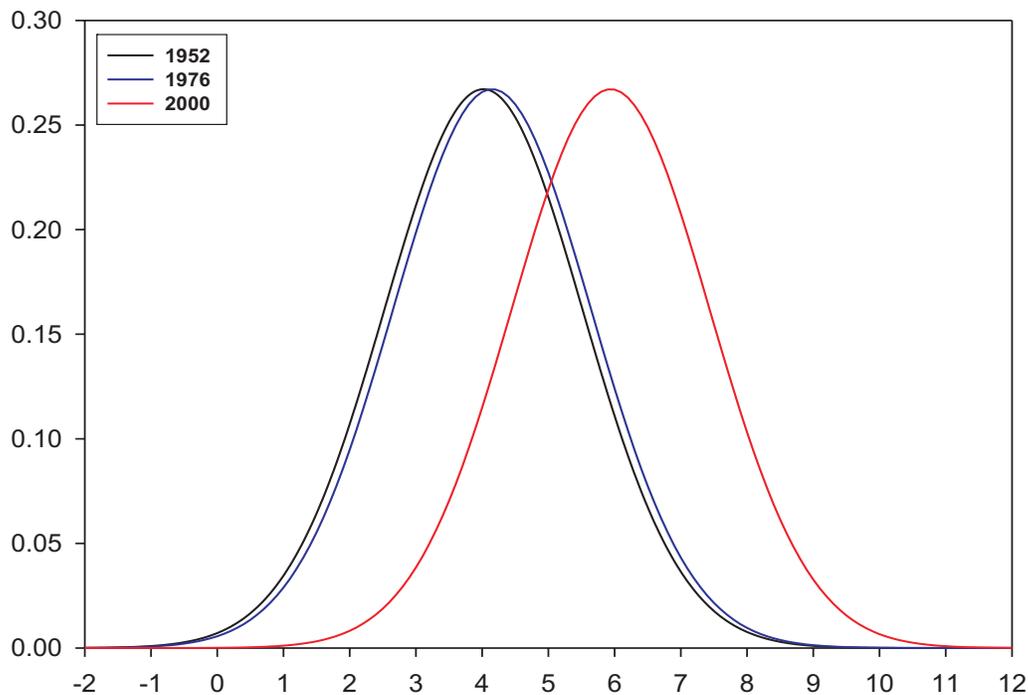


Abbildung 7.7: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF) der Wintermittel der Tagesmaximum-Temperatur an der Station Frankfurt/Main 1952 - 2000 für vier unterschiedliche Jahre.

Somit ist ein 10-Jahre Ereignis in dieser Zeit zu einem „ganz normalen“ Winter geworden. Dagegen haben sich die Wahrscheinlichkeiten für besonders kalte Winter geradezu „dramatisch“ verringert: Gab es beispielsweise im Jahr 1952 im Mittel noch etwa alle 11 Jahre einen Winter mit einer Mitteltemperatur unter 2°C ($p = 0,088$), so trat diese Ereignis im Jahr 2000 nur noch etwa alle 238 Jahre auf ($p = 0,0042$), war somit also fast unmöglich (vgl. rote Kurve in Abb. 7.8 rechts).

Interessanterweise finden sich in allen Jahreszeiten bei der polynomialen („langwelligen“) Komponente in diesem Zeitraum (ab 1951) kaum signifikante Komponenten (vgl. beispielsweise Abb.B.47 in Anhang B). Dies ist ein Indiz für den stark ausgeprägten Mittelwert-Trend in den deutschen Temperatur-Stationen in diesem Zeitraum, der kaum von langwelligen Schwankungen überlagert ist.

Auch die Standardabweichung weist kaum signifikante Veränderungen in diesem Datensatz auf. Lediglich in Südwest-Deutschland findet sich im Sommer eine auffällige Häufung abnehmender Standardabweichung, vor allem bei der Maximum-Temperatur (dort auch im Frühjahr), was in Abb. B.48 und B.51 im Anhang B zu sehen ist. Ein Erklärung hierfür ist leider nicht bekannt.

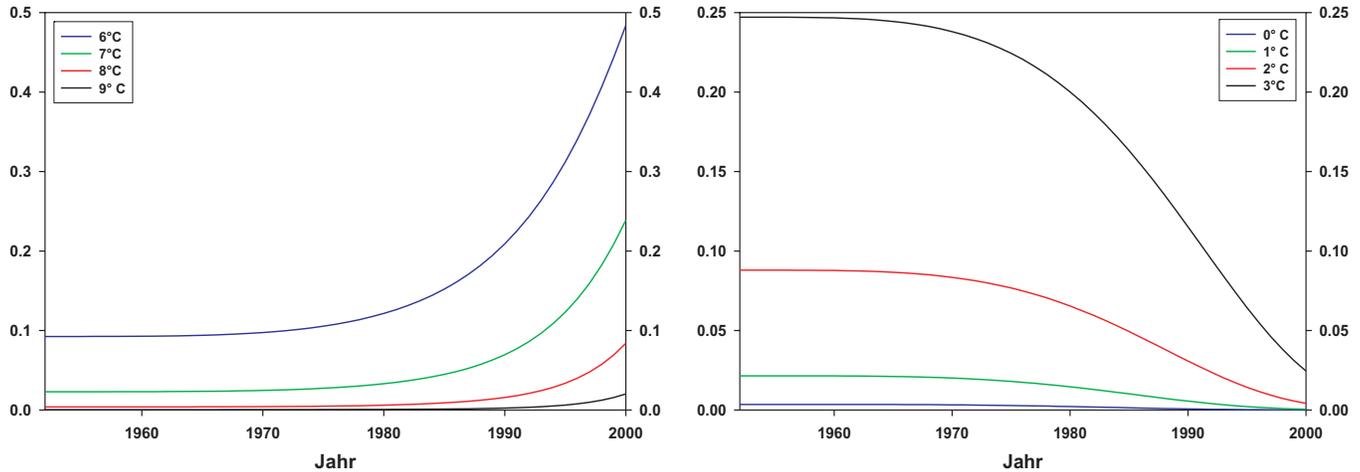


Abbildung 7.8: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten (links) und Unterschreiten (rechts) ausgewählter oberer und unterer Schranken der Wintermittel der Tagesmaximum-Temperatur an der Station Frankfurt/Main 1952 - 2000.

7.1.2 Tagesdaten

Die strukturorientierte Zeitreihenzerlegung ist nicht auf die Analyse von Tagesdaten ausgelegt. Um jedoch Informationen aus den vorhandenen Tagesdaten zu erhalten, wurden monatliche bzw. saisonale Häufigkeiten von Perzentil-Über- bzw. Unterschreitungen abgeleitet. Ein Beispiel hierfür ist in Abb. 7.9 gezeigt. Dort sind die Anzahl der Wintertage zwischen 1901 und 2000 an der Station Hohenpeißenberg verzeichnet, die über einer entsprechenden Schwelle, nämlich von oben nach unten dem 10%-, 5%, 2%- und 1%-Perzentil liegen. Naturgemäß werden die hohen Schwellen seltener überschritten, was sich in den verringerten Häufigkeiten von oben nach unten in Abb. 7.9 widerspiegelt. Hierin liegt nun ein Problem: Um die Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung anzuwenden, muss eine theoretische Verteilung zugrundegelegt werden. Liegen die Schwellen zu hoch, werden sie oft nicht, oder nur einmal pro Monat bzw. Saison überschritten (analog bei unteren Schwellen). Dadurch kann jedoch keine Verteilung mehr signifikant geschätzt werden, d.h. die Ablehnungswahrscheinlichkeiten des Kolmogorow-Smirnow-Tests steigen über die kritischen 90%. Dies ist ein prinzipielles Dilemma jeglicher Extremwert-Statistik: Besonders ausgeprägte Extreme sind besonders interessant (und haben auch einen starken Impakt in Form von beispielsweise hohen volkswirtschaftlichen Schäden, vgl. Tab. 9.2), aber auch extrem selten, wodurch ihre statistische Beschreibung erschwert wird. In den hier vorgestellten Analysen hat sich gezeigt, dass nur die Häufigkeiten der 10%-Perzentil-Über- bzw. Unterschreitungen signifikant einer theoretischen, und zwar der Weibull-Verteilung zugeordnet werden können.

Jedoch konnten auch teilweise Aussagen über das Verhalten der Häufigkeiten extremerer Perzentil-Überschreitungen gemacht werden. Hierzu wurden diese Reihen mit Hilfe des verteilungsfreien Mann-Kendall-Trendtests untersucht. Jedoch lieferten nur die 100-jährigen

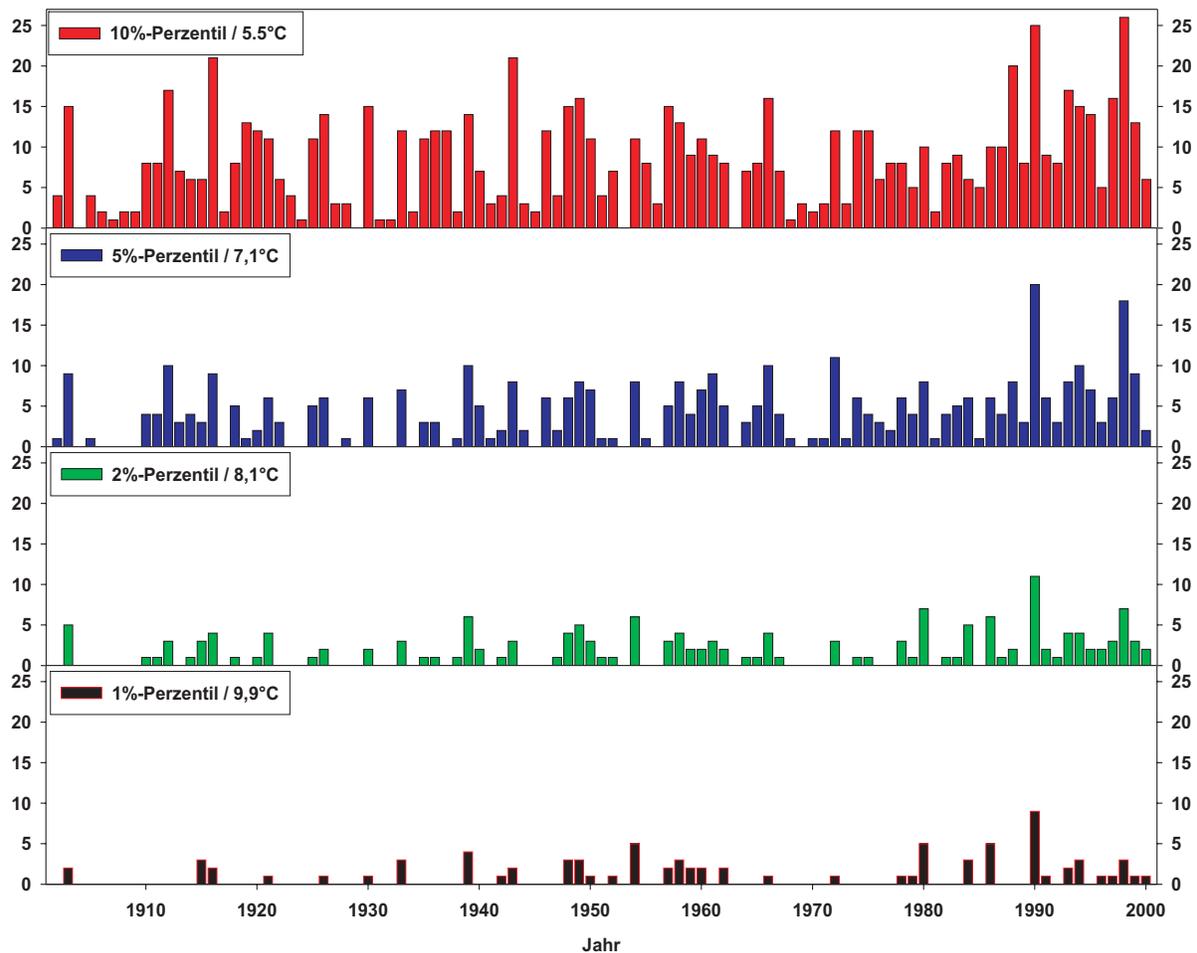


Abbildung 7.9: Häufigkeiten von oberen Perzentil-Überschreitungen der Wintermittel-Temperatur 1901 - 2000 an der Station Hohenpeißenberg (Oberbayern).

Reihen der Temperatur-Tagesdaten (vgl. Tab. 2.1) signifikante Trends für Perzentile unter 10% (s. Tab. B.1 bis B.3 in Anhang B). Es zeigen sich positive Trends in den Häufigkeiten der Überschreitung oberer Schwellen und negative für Unterschreitung unterer Schwellen an den Stationen Hohenpeißenberg und Potsdam (s. Tab. B.2 und B.3), wobei die Überschreitungen oberer Schwellen signifikantere Trends aufweisen als die Unterschreitungen unterer Schwellen. Die Station Hamburg-Fuhlsbüttel weist ein etwas uneinheitlicheres Bild auf, vor allem für Unterschreitungen unterer Schwellen (vgl. Tab. B.1, untere Hälfte).

Die Trendanalysen wurden für die 10%-Perzentile auch für die 50-jährigen Reihen durchgeführt. Hier zeigen sich großräumig signifikant positive Trends der Überschreitungshäufigkeiten der oberen Schwellen in allen Jahreszeiten, außer für den Herbst bei der Tagesmittel-Temperatur (s. Abb. B.55, unten rechts). Etwas weniger oft finden sich auch signifikant positive Trends dieser Art im Herbst für die Tagesminimum-Temperatur (s.

Abb. B.55, unten rechts) und im Frühjahr für die Tagesmaximum-Temperatur (s. Abb. B.57, oben rechts). Für die Trends der unteren Perzentile zeigt sich ein etwas anderes Bild: Zwar sind diese, falls signifikant, erwartungsgemäß fast ausschließlich negativ, jedoch zeigt sich eine deutliche saisonale Abhängigkeit. Bei der Tagesmitteltemperatur finden sich fast nur im Frühjahr, dort dann aber flächendeckend signifikante Trends (vgl. Abb. B.58), und bei der Tagesminimum- und Tagesmaximum-Temperatur zusätzlich noch im Sommer und teilweise im Winter (vgl. Abb. B.59 und B.60).

Wie bereits erwähnt (s.o.) eignet sich für die statistische Modellierung der Häufigkeiten von Perzentil-Über bzw. Unterschreitungen die Weibull-Verteilung am besten, da sie aufgrund des zusätzlichen Formparameters sehr flexibel ist (vgl. Gl. 3.4). Der Lageparameter wurde hierbei gleich Null gesetzt, da es aus methodischen Gründen nicht möglich war, drei Verteilungs-Parameter gleichzeitig zu schätzen (s.a. [33]). Somit sind die PDF nach unten beschränkt, was realistisch ist, da es keine negativen Häufigkeiten gibt. Für den Streuparameter wurden sowohl Trends, als auch polynomiale Komponenten gesucht, für den Formparameter lediglich Trends (vgl. Kap. 6). Hierbei wurden vor allem Trends im Streuparameter gefunden, und zwar überwiegend positive für obere Perzentile und entsprechend überwiegend negative für untere Perzentile. Dieser Sachverhalt ist beispielhaft für den Sommer und für die Tagesmitteltemperatur in Abb. 7.10 gezeigt.

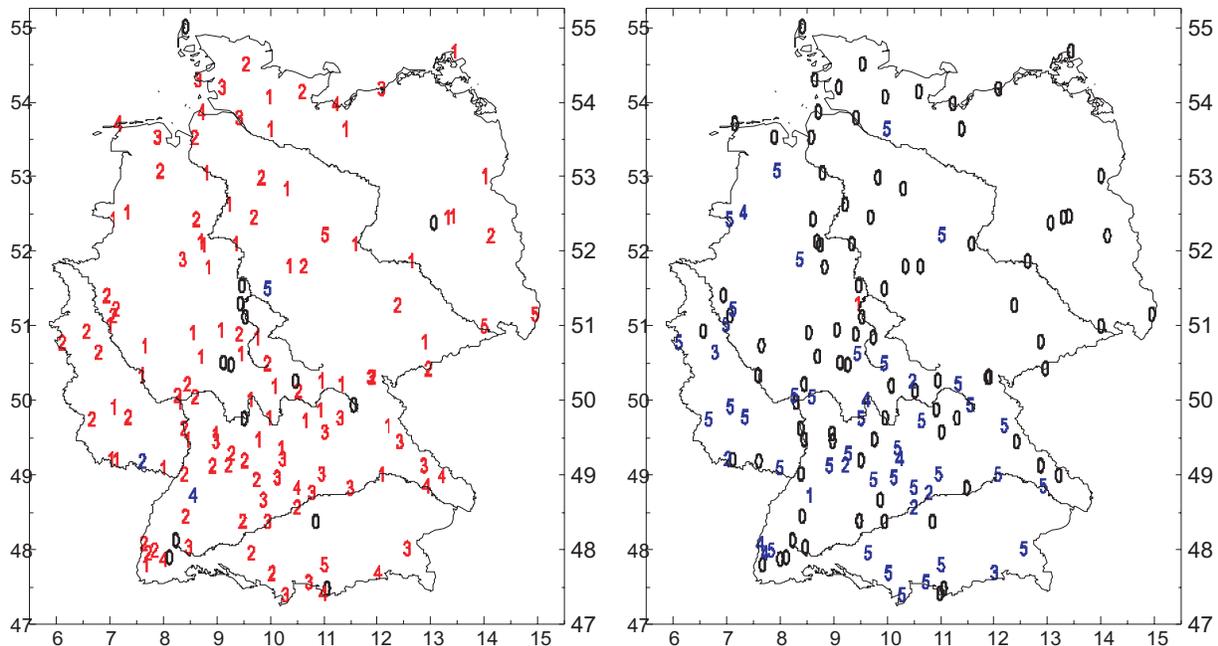


Abbildung 7.10: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der Sommer-Häufigkeiten (Jun., Jul., Aug.) für das Überschreiten des oberen 10%-Perzentils (links), bzw. für das Unterschreiten des unteren 10%-Perzentils (rechts) der Tagesmittel-Temperaturen 1951 - 2000 an 141 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativer Trend, schwarze Null: unsignifikant.

Die Trends bezüglich der oberen 10%-Perzentile treten im gesamten Bundesgebiet auf (vgl. Abb. 7.10, links), während die Trends der unteren 10%-Perzentile fast nur in Süd- und West-

deutschland detektiert werden (Abb. 7.10, rechts). Dasselbe Bild zeigt sich auch im Winter (vgl. Abb. B.61 in Anhang B) und auch bei der Tagesmaximum und Tagesminimumtemperatur (vgl. Abb. B.67, B.73 und B.76). Eine Ausnahme bildet die Tagesminimum-Temperatur im Sommer, wo in beiden Fällen (obere und untere Perzentile, vgl. Abb. B.70) im gesamten Bundesgebiet signifikante Trends auftreten. Zur Interpretation dieser Ergebnisse gilt es zu berücksichtigen, dass sich bei der Weibull-Verteilung (im Gegensatz zur Gauß-Verteilung) der Modus, also das Maximum der PDF in Abhängigkeit vom Streuparameter (s.a. Kap. 3) verlagert.

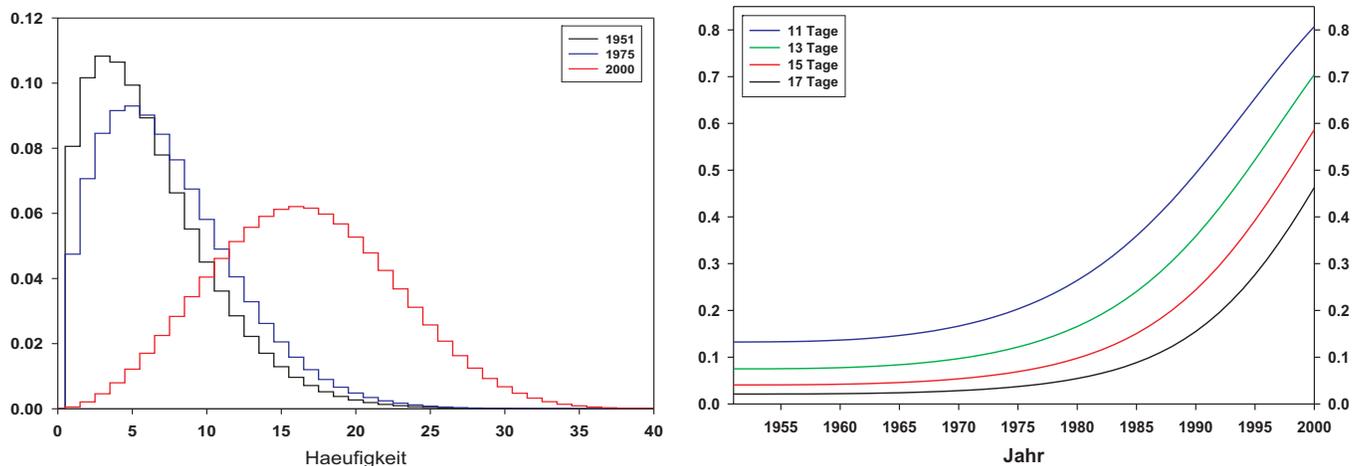


Abbildung 7.11: Links: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Weibull-Verteilung) der Häufigkeiten von Sommertagen mit einer Maximum-Temperatur über dem 10%-Perzentil ($28,5^{\circ}\text{C}$) an der Station Euskirchen (bei Bonn) 1951 - 2000. Rechts: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Häufigkeiten von Sommertagen über dem 10%-Perzentil.

Wie wirken sich nun die Zeitfunktionen in den Parametern der Weibull-Verteilung auf die PDF und die daraus abgeleiteten Überschreitungswahrscheinlichkeiten aus? Dies soll anhand der folgenden zwei Beispiele verdeutlicht werden. In der Abb. 7.11 sind die Ergebnisse für die sommerlichen Tagesmaximum-Temperaturen an der Station Euskirchen angegeben. Links in Abb. 7.11 sind die PDF für drei unterschiedliche Jahre dargestellt. Diese wurden zwar unter der Annahme einer kontinuierlichen Variablen geschätzt, jedoch handelt es sich bei der Anzahl von Tagen um diskrete Werte. Um dem gerecht zu werden, wurden die PDF hier, und in allen folgenden Beispielen zu Tagesdaten-Analysen, in einer entsprechenden „gezackten“ Art dargestellt.

In diesem Beispiel wurde ein positiv signifikanter Trend dritter Ordnung, sowohl im Streu-, als auch im Formparameter detektiert, was zu der gezeigten Veränderung der PDF mit der Zeit führt (vgl. Abb. 7.11, links). Neben einer Verlagerung zu höheren Werten hin wird die PDF auch zunehmend symmetrischer. Der Formparameter vergrößert sich von $c = 1,48$ im Jahr 1951 auf $c = 2,94$ im Jahr 2000. Für $c = 3,6$ wäre die PDF nahezu symmetrisch. Beispiel für die zugehörigen Überschreitungswahrscheinlichkeiten sind in Abb. 7.11, rechts

zu sehen. Die Wahrscheinlichkeit für eine hohe Anzahl von Sommertagen über $28,5^{\circ}\text{C}$ hat sich im Analysezeitraum stark erhöht. So ist beispielsweise die Wahrscheinlichkeit, mehr als 17 solcher Tage zu beobachten von 0,0212 (entspricht einer Jährlichkeit von etwa 47a) im Jahr 1951 auf 0,4630 (Jährlichkeit: 2,2a) im Jahr 2000 angestiegen, ist also heute als „normal“ anzusehen (vgl. schwarze Kurve in Abb. 7.11, rechts).

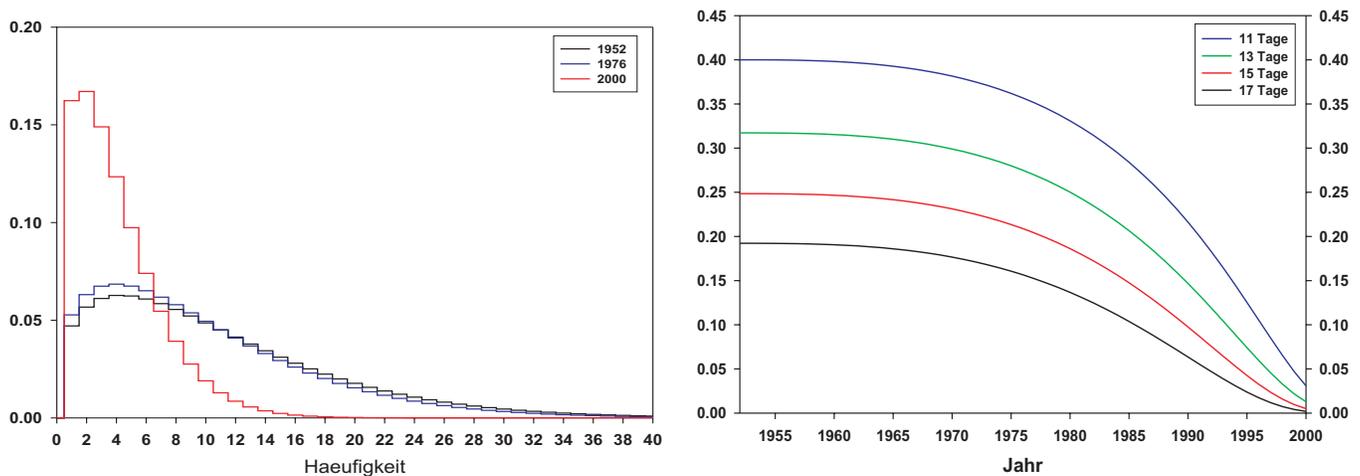


Abbildung 7.12: Links: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Weibull-Verteilung) der Häufigkeiten von Wintertagen mit einer Minimum-Temperatur unter dem 10%-Perzentil ($-10,6^{\circ}\text{C}$) an der Station Erlangen 1952 - 2000. Rechts: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Häufigkeiten von Wintertagen unter dem 10%-Perzentil.

Als Beispiel für unterere Schwellen wurde die Station Erlangen ausgewählt. In Abb. 7.12 sind analog zur Abb. 7.11 auf der linken Seite die PDF der Häufigkeiten von Tagen mit winterlichen Minimum-Temperaturen unter $-10,6^{\circ}\text{C}$ (unteres 10%-Perzentil) dargestellt. Rechts entsprechende Überschreitungswahrscheinlichkeiten für gegebene Häufigkeiten. In diesem Fall ist ein signifikant negativer Trend 3. Ordnung im Streuparameter gefunden worden, was repräsentativ für eine Vielzahl von Wintern an den untersuchten Stationen ist (vgl. Abb. B.61 bis B.78 in Anhang B). Entsprechend stellt sich die PDF mit der Zeit immer mehr auf (s. Abb. 7.12, links), und das Eintreten großer Häufigkeiten wird somit deutlich unwahrscheinlicher (s. Abb. 7.12, rechts). Beispielsweise war im Jahr 1952 ein Winter mit mehr als 11 Tagen an denen die Minimum-Temperatur unter $10,6^{\circ}\text{C}$ sank nichts ungewöhnliches ($p = 0,4$, entspricht einer Jährlichkeit von 2,5a); im Jahr 2000 dagegen bestand hierfür nur noch eine Wahrscheinlichkeit von $p = 0,0308$, kam also im Mittel nur noch alle etwa 32 Jahre vor (vgl. blaue Kurve in Abb. 7.12, links).

Somit zeigen die Tagesdaten der Temperatur ein qualitativ ähnliches Bild, wie die Monats- und saisonalen Mittel: Durch ein verbreitet gestiegenes Temperaturniveau, vor allem in den letzten Jahrzehnten des 20. Jh., haben sich die Wahrscheinlichkeiten für extrem warme Monate bzw. Jahreszeiten und für eine hohe Anzahl besonders warmer Tage deutlich erhöht. Im Gegenzug haben sich die Wahrscheinlichkeiten für besonders kühle Monate/Jahreszeiten

und für viele besonders kühle Tage deutlich verringert, und zwar nicht nur regional, sondern im gesamten Bundesgebiet.

7.2 Niederschlag

Für die Modellierung von monatlichen und saisonalen Niederschlagssummen hat sich die Gumbel-Verteilung als besonders geeignet herausgestellt (s.a. Kap. 3 und [33]). Wie schon bei der Vorstellung der Ergebnisse bezüglich der Temperatur (Abschnitt 7.1), werden zunächst Monats- und saisonale Niederschlagssummen vorgestellt (Abschnitt 7.2.1), und anschließend in Abschnitt 7.2.2 die Ergebnisse der Tagesdaten-Analysen.

7.2.1 Monats- und saisonale Summen

Mit dem hier analysierten, 212 Stationen umfassenden, Datensatz von monatlichen und saisonalen Niederschlagssummen (vgl. a. Tab. 2.1) wurde zusätzlich zu Deutschland auch die mitteleuropäische Region erfasst. Es wurden keine unteren Schwellen untersucht, da die Gumbelverteilung nicht nach unten beschränkt ist (vgl. Gl. 3.3 und Abb. 3.2), so dass negative Niederschläge formal nicht ausgeschlossen sind.

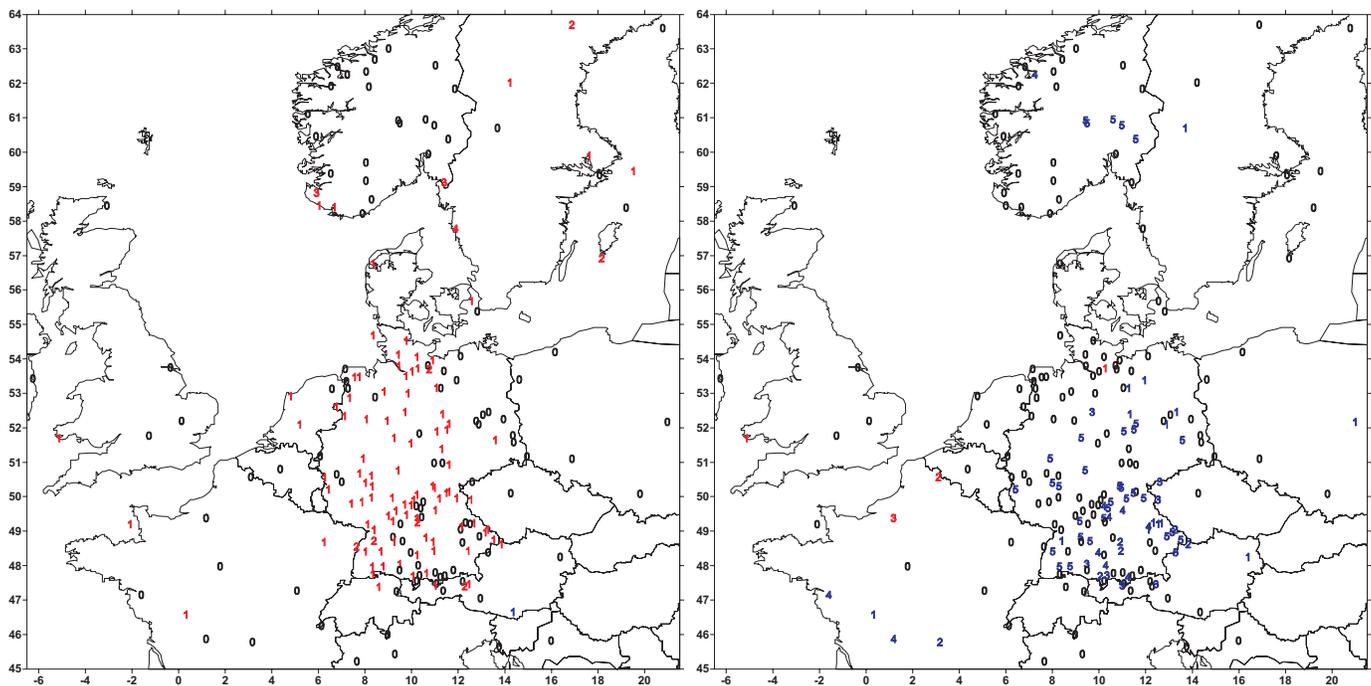


Abbildung 7.13: Trendordnung des Streuparameters der Winter- (links) und Sommersummen (rechts) des Niederschlages an 212 Stationen 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ). Analyse basierend auf Gumbel-Verteilung.

Das auffälligste Ergebnis dieser Analysen ist die saisonale Abhängigkeit der Trends im Streuparameter, wie sie in Abb. 7.13 beispielhaft dargestellt ist: Im Winter finden sich verbreitet signifikant positive Trends im Streuparameter, am ausgeprägtesten in Deutschland, den Niederlanden und Südschweden (s. Abb. 7.13, links); im Sommer hingegen verbreitet signifikant negative und zudem größtenteils progressive Trends (s. Abb. 7.13, rechts). Die Änderungen im Lageparameter sind ebenfalls jahreszeitlichen Schwankungen unterworfen: Im Winter finden sich zumeist positive Trends (vgl. Abb. B.91, oben links in Anhang B), im Sommer dagegen nur vereinzelt signifikante Trends unterschiedlichen Vorzeichens (Abb. B.93, oben links). Dieser Befund findet sich auch z.T. in den monatlichen Analysen, besonders deutlich im Vergleich der Trends in den Streuparametern im Januar und August (vgl. Abb. B.79 und B.86 jeweils oben links). Im April und Mai finden sich nur sehr wenige signifikante Trends in beiden Parametern (vgl. Abb. B.82 und B.83 in Anhang B). In den Monaten September, Oktober und November finden sich z.T. regional unterschiedliche Trendstrukturen, die auch von Monat zu Monat unterschiedlich ausfallen, so dass eine einheitliche Charakterisierung hier schwerfällt (vgl. Abb. B.87, B.88 und B.89 in Anhang B).

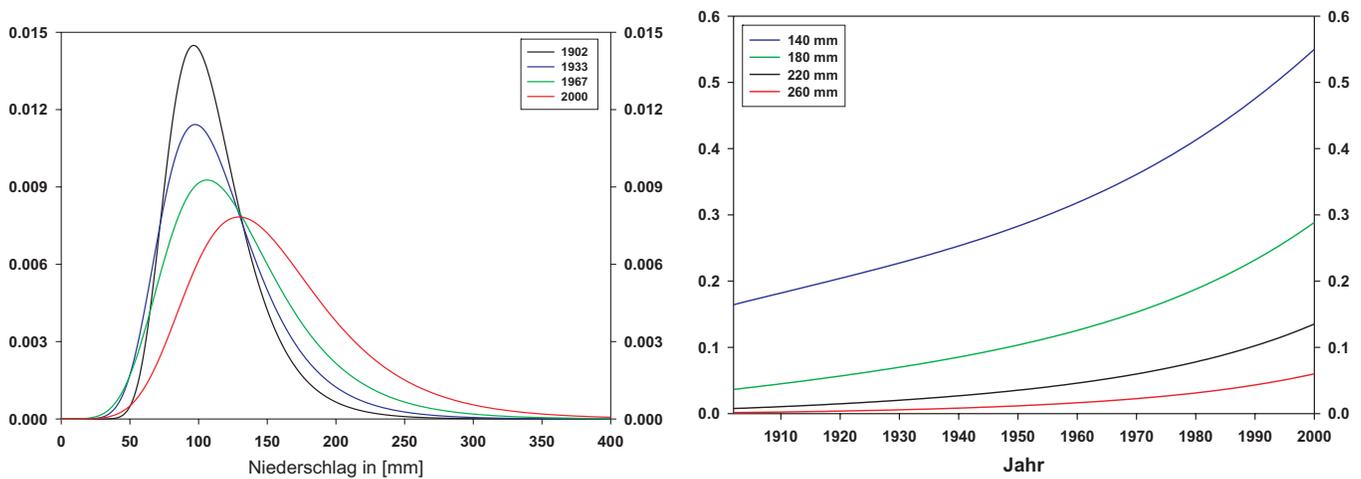


Abbildung 7.14: Links: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Gumbel-Verteilung) der Wintersummen des Niederschlages an der Station Mainz 1902 - 2000. Rechts: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Schwellen.

Als erstes Beispiel in diesem Abschnitt wird die Wintersumme an der Station Mainz vorgestellt. Hier wurde ein Trend 3. Ordnung im Lageparameter und ein linearer Trend im Streuparameter gefunden, was ein repräsentatives Ergebnis für den Winter darstellt (vgl. Abb. B.91 in Anhang B). Wie man in Abb. 7.14 links erkennt, wird hierdurch die PDF mit der Zeit zu höheren Werten hin verschoben und erfährt gleichzeitig eine Verbreiterung, was dazu führt, dass sich nur die linke Flanke der PDF merklich verändert. Dies führt dann zu ansteigenden Überschreitungswahrscheinlichkeiten oberer Schwellen, was in Abb. 7.14, rechts zu sehen ist. So ist etwa die Wahrscheinlichkeit für eine Wintersumme des Niederschlages über 180 mm an der Station Mainz von $p = 0,0365$ (Jährlichkeit etwa 27a) im

Jahr 1902 auf $p = 0,2886$ (Jährlichkeit etwa 3,5a) im Jahr 2000 gestiegen (s. grüne Kurve in Abb. 7.14, rechts).

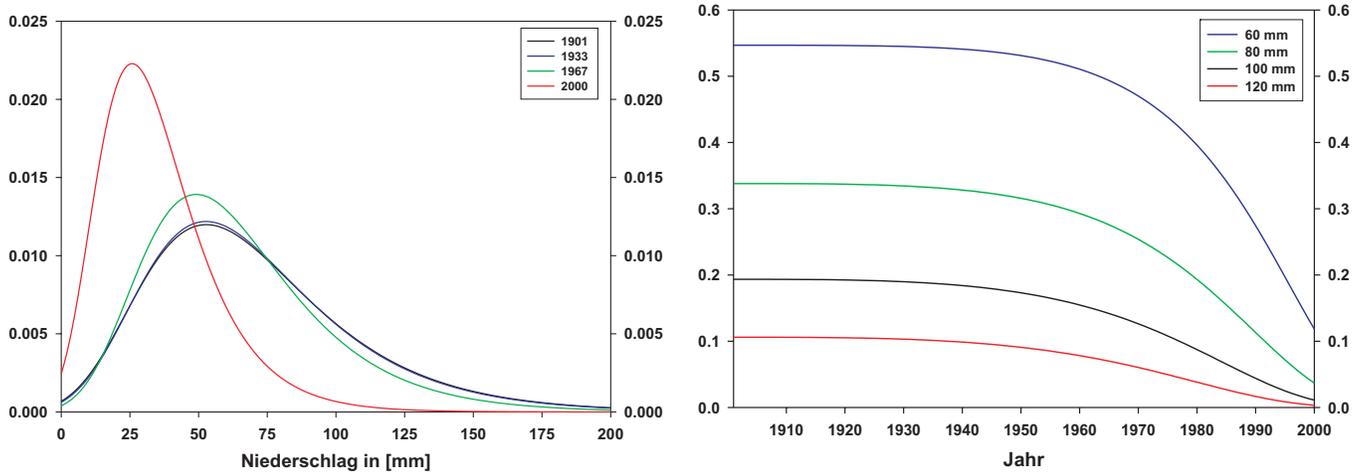


Abbildung 7.15: Links: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Gumbel-Verteilung) der Augustsummen des Niederschlages an der Station Kitzingen (bei Würzburg) 1901 - 2000. Rechts: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Schwellen.

Die Augustsummen an der Station Kitzingen, sind ein typisches Beispiel für die sommerliche Abnahme von extremen Niederschlägen in der untersuchten Region. Hier wurden stark progressiv negative Trends im Lageparameter (5. Ordnung) und Streuparameter (3. Ordnung) gefunden, was zu einer sich beschleunigenden Aufsteilung und Verlagerung der PDF zu kleineren Werten hin führt (s. Abb. 7.15, links). Hierbei bezieht sich die Bezeichnung „extrem“ auf Monats- und saisonale Summen. Konvektive Schauertätigkeiten, die im Sommer häufig auftreten, fallen hier durchs zeitliche Raster. Diese werden jedoch (zumindest teilweise) durch die Analyse von Tagesdaten erfasst (s. Abschnitt 7.2.2). Die abnehmenden Überschreitungswahrscheinlichkeiten an der Station Kitzingen sind für vier ausgewählte Schwellen in Abb. 7.15, rechts zu sehen. Durch den progressiven Charakter der Trends in den Verteilungsparametern zeigen sich in diesem Beispiel erst gegen Mitte des 20. Jh. die ersten sichtbaren Abnahmen, die sich in der Folge jedoch deutlich verstärken. So ist beispielsweise eine Augustsumme über 60 mm im Jahr 1901 hier „ganz normal“ gewesen ($p = 0,5468$, Jährlichkeit: 1,8a), im Jahr 2000 konnte man damit aber nur noch etwa alle 8,5 Jahre rechnen ($p = 0,1183$, s. blaue Kurve in Abb. 7.15, rechts). Ein noch feuchterer August mit einer Niederschlagssumme über 100 mm erlebte man um 1901 immerhin noch etwa alle 5 Jahre ($P = 0,1935$ schwarze Kurve in Abb. 7.15, rechts), heute wartet man durchschnittlich 90 Jahre auf ein solches Ereignis!

7.2.2 Tagesdaten

Bei den Tagesdaten des Niederschlages wurden wie bei den Temperatur-Tagesdaten Häufigkeiten von Perzentil-Überschreitungen abgeleitet (vgl. Abschnitt 7.1.2). Hierbei begegnet man auch demselben Problem, nämlich der Schwierigkeit, theoretische Verteilungen an die geringen Häufigkeiten hoher Schwellenüberschreitungen anzupassen.

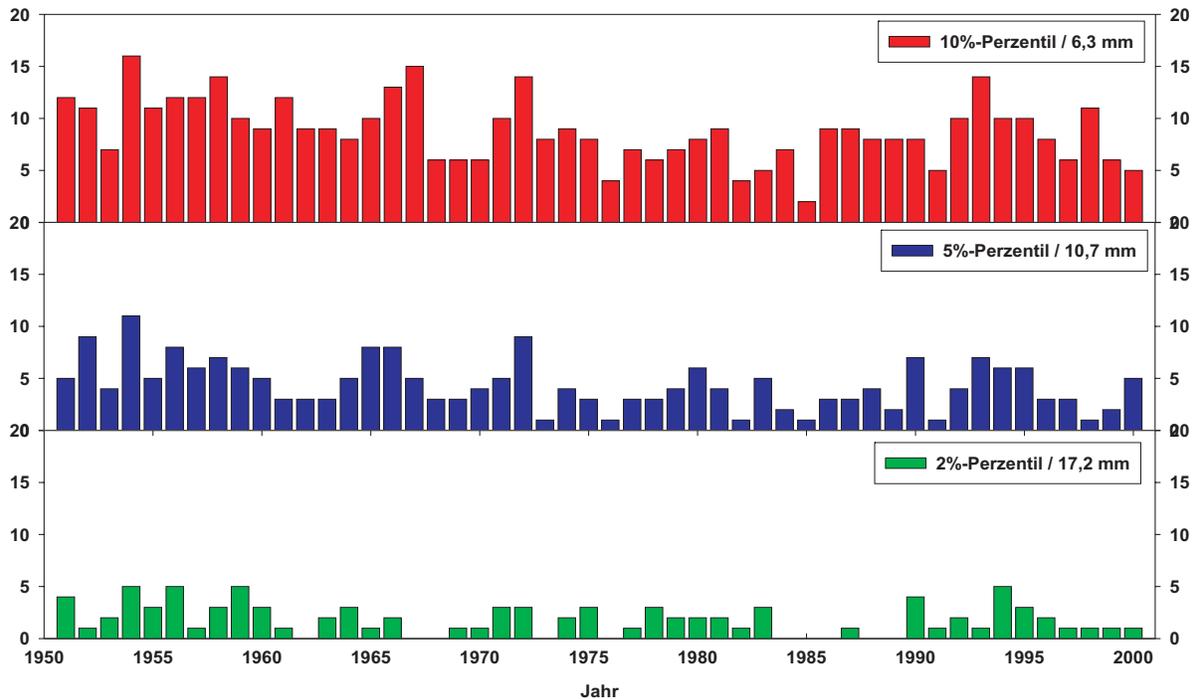


Abbildung 7.16: Häufigkeiten von oberen Perzentil-Überschreitungen der Sommersummen des Niederschlages 1951 - 2000 an der Station Luckenwalde (südl. Brandenburg).

In Abb. 7.16 sind solche Häufigkeits-Zeitreihen für das obere 10%-, 5%- und 2%-Perzentil für den Sommer-Niederschlag 1951 - 2000 an der Station Luckenwalde dargestellt. Bei der 2%-Schwelle (grüne Balken in Abb. 7.16) werden häufig keine, oder nur ein bzw. 2 Tage mit einer Niederschlagssumme über 17,2 mm (2%-Perzentil) gezählt, wodurch vor allem für die Flanken der zu schätzenden Verteilung nicht ausreichend Information zur Verfügung steht. Wie schon bei den Temperatur-Tagesdaten (vgl. Abschnitt 7.1.2) gelingt es auch beim Niederschlag nur für das 10%-Perzentil, die Weibull-Verteilung signifikant an die Daten anzupassen.

Die geringen Häufigkeiten bei hohen Schwellen wirken sich auch auf die Signifikanz der Trends der eigentlichen Reihen (nicht der Verteilungs-Parameter) aus. Der angewandte Mann-Kendall-Trendtest vergleicht Rangplätze. Wird nun sehr oft der gleiche Wert beobachtet (z.B. keine Überschreitung des 2%-Perzentils), so werden diese als „Bindungen“

bezeichnet, die wiederum das Signifikanzniveau reduzieren, auf dem der Test einen Trend erkennt (s. [23]). Im extremsten Fall der 100-jährigen Überschreitungen des 2%-Perzentils findet sich in keiner Jahreszeit ein signifikanter Trend (s. Abb. B.97 in Anhang B).

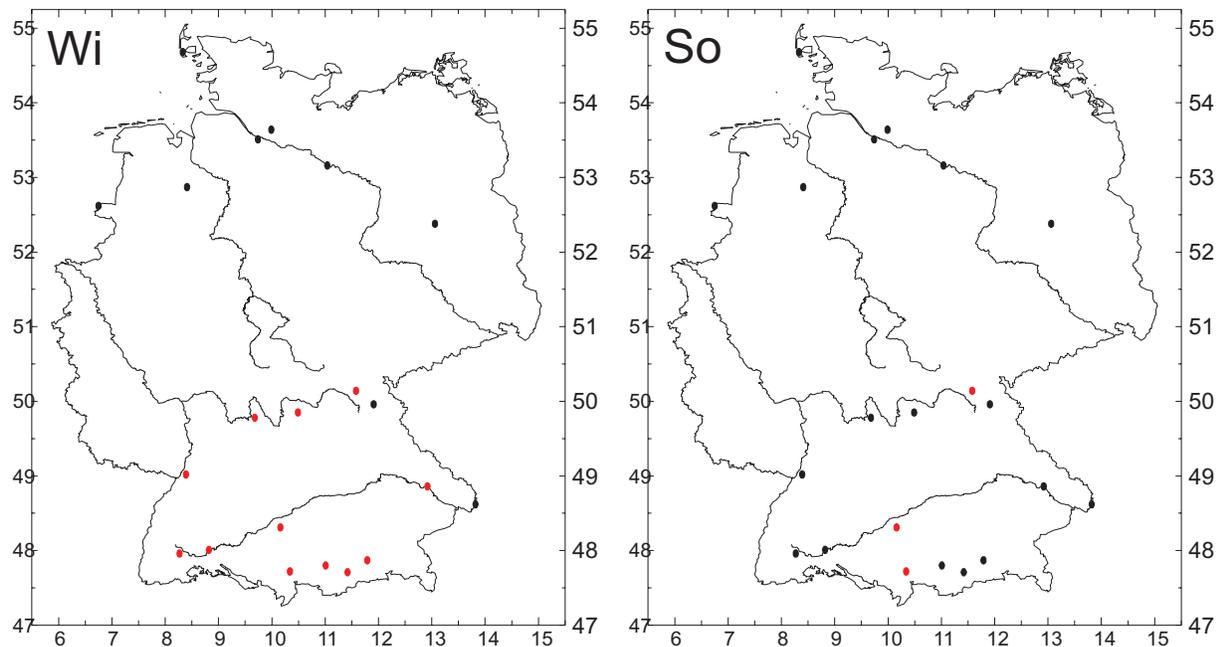


Abbildung 7.17: Trendtest nach Mann-Kendall der Winter- (links) und Sommer-Häufigkeiten (rechts) der oberen 10%-Perzentil-Überschreitungen der Tagessummen des Niederschlags 1901 - 2000 an 21 deutschen Stationen. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

Aus diesem Grund sollen hier nur die Trends der 10%-Perzentil-Überschreitungen betrachtet werden, wie sie für den Winter und Sommer 1901 - 2000 in Abb. 7.17 gezeigt sind. Hier zeigen sich nur positiv signifikante Trends und nur in Süddeutschland; und zwar im Winter verbreitet (Abb. 7.17, links) und im Sommer vereinzelt (nur 3 Stationen, s. Abb. 7.17, rechts).

Die Trends in den Reihen selbst spiegeln sich größtenteils in den Trends der Parameter der angepassten Weibull-Verteilungen wieder, wie sie am Beispiel der Streuparameter für den Winter bzw. Sommer in Abb. 7.18 gezeigt sind. Hier finden sich wiederum im Winter hauptsächlich signifikant positive Trends im Streuparameter der Weibull-Verteilung, jedoch auch in Nord-Deutschland (s. Abb. 7.18, links). Im Sommer existieren dagegen auch signifikant negative Trends, jedoch wiederum nur in Süddeutschland. Die Trends im Formparameter sind weitgehend unsignifikant (s. Abb. B.99 in Anhang B). Die winterlichen Trends in der 100-jährigen Tagesdaten weisen somit weitgehend das gleiche Vorzeichen auf, wie die Trends der saisonalen Niederschlagssummen (s. Abb. 7.13, links) in diesem Zeitraum, d.h. sowohl die täglichen, als auch die saisonalen Niederschlagssummen haben zugenommen. Im Sommer ist dies nicht der Fall, denn die Streuung der saisonalen Summen haben signifikant abgenommen, wohingegen die Trends der täglichen Niederschlagssummen über dem

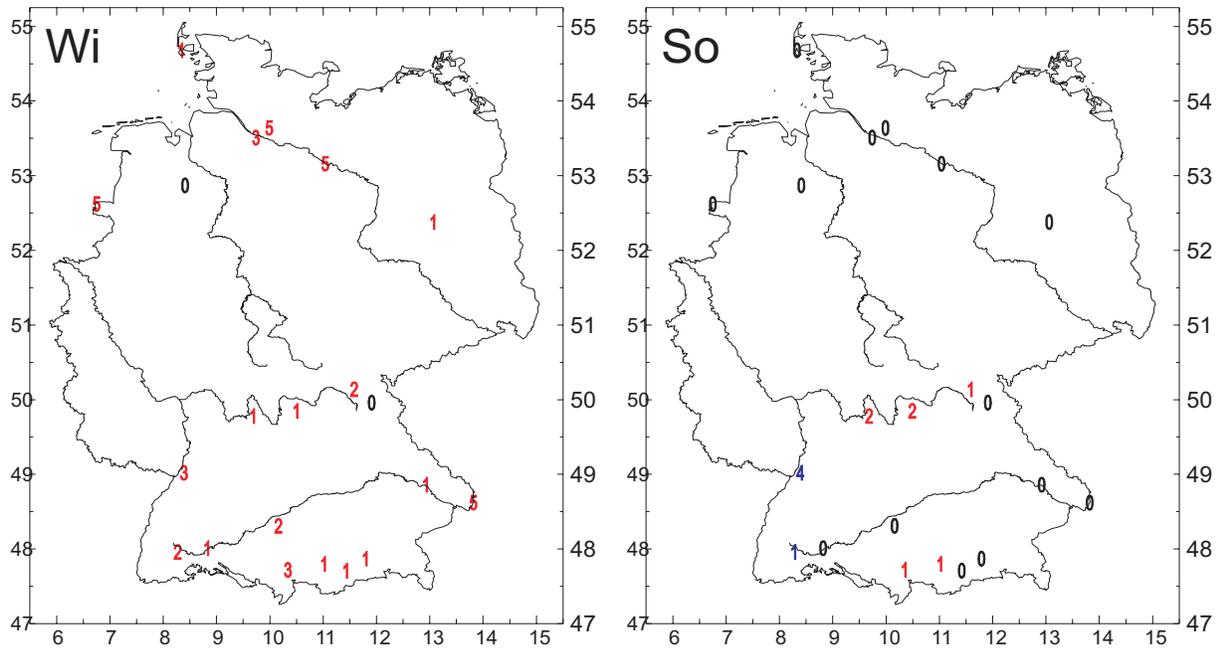


Abbildung 7.18: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der Winter- (links) und Sommer-Häufigkeiten (rechts) für das Überschreiten des oberen 10%-Perzentils der Tagessummen des Niederschlages 1901 - 2000 an 21 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativer Trend, schwarze Null: insignifikant.

10%-Perzentil entweder insignifikant sind, oder sogar signifikant zugenommen haben (vgl. Abb. 7.13, rechts mit Abb. 7.17, rechts und Abb. 7.18, rechts). Dies verdeutlicht, wie differenziert Klimaextreme betrachtet werden müssen, denn in diesem Fall haben sich nämlich die Intensität und/oder Häufigkeit der sommerlichen Starkniederschläge (konvektive Prozesse) in den letzten etwa 100 Jahren kaum verändert, oder haben sogar zugenommen, wohingegen der sommerliche Niederschlag insgesamt deutlich zurückgegangen ist.

Das Extremverhalten des Niederschlages ist aber auch zusätzlich noch deutlich vom betrachteten Zeitraum abhängig, was durch die Ergebnisse der analysierten Tagesdaten von 1951 - 2000 bestätigt wird. Hier wurden aus einem Pool von 1770 Stationen 301, möglichst homogen verteilte, zur Untersuchung ausgewählt (vgl. Kap. 2), da diese Anzahl von Niederschlags-Stationen das Bundesgebiet, auch im Hinblick auf die geringe räumliche Repräsentanz des Niederschlages [24], hinreichend abdecken, und die Menge an Ergebnissen noch handhabbar ist.

Die Ergebnisse der Trend-Tests der 10%-Perzentil-Überschreitungen für den Winter und Sommer sind in Abb. 7.19 zu sehen (die Darstellungen der anderen Jahreszeiten und für die 5%- und 2%-Perzentile finden sich in Abb. B.100 bis B.102 in Anhang B). Für die Winter 1952 - 2000 sind die Trends der 10%-Perzentil-Überschreitungen verbreitet positiv signifikant (an 95 von 301 Stationen, bis auf eine Ausnahme an der Station Schönsee-Dietersdorf in Ostbayern, s. Abb. 7.19, links). Im Sommer hingegen finden sich wenn, dann nur signifikant negative Trends (an 64 Stationen, Ausnahme: Berlin-Tempelhof). Dies ist ein

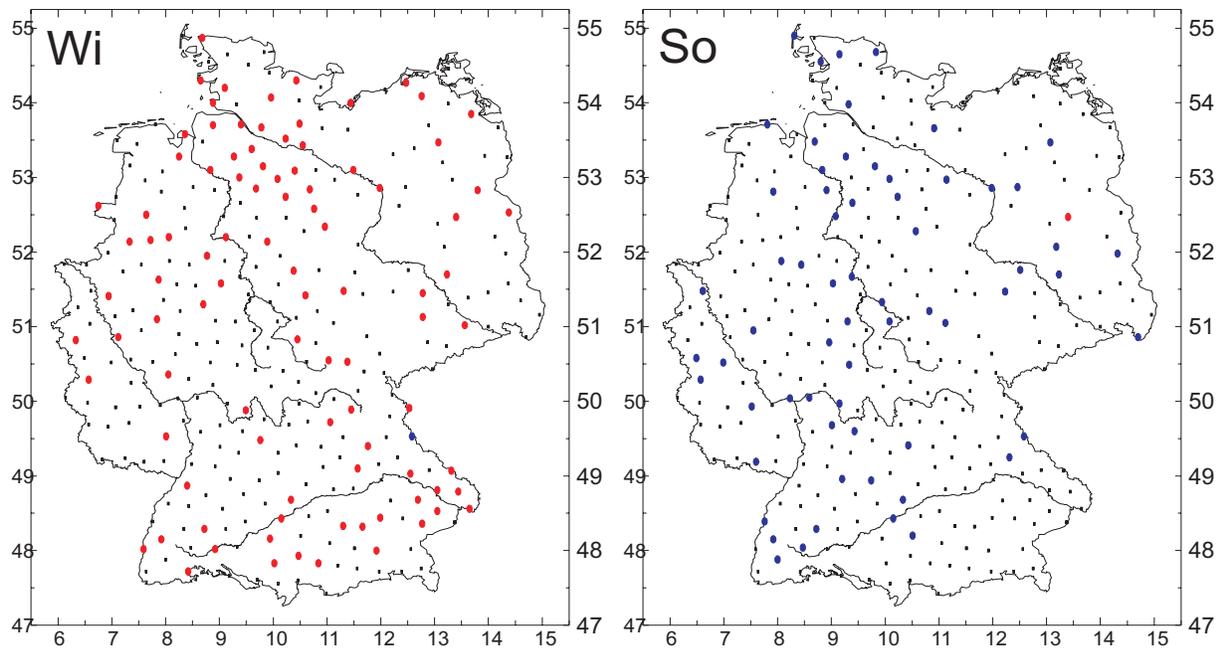


Abbildung 7.19: Trendtest nach Mann-Kendall der Winter- (links) und Sommer-Häufigkeiten (rechts) der oberen 10%-Perzentil-Überschreitungen der Tagessummen des Niederschlags 1951 - 2000 an 301 deutschen Stationen. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

klares Resultat, das auch mit den Ergebnissen der saisonalen Summen konsistent erscheint (vgl. Abb. 7.13). In den Übergangsjahreszeiten finden sich deutlich weniger signifikante, und wie im Winter hauptsächlich positive Trends (s. Abb. B.100 in Anhang B). Für höhere Schwellen sinkt im Winter und Sommer erwartungsgemäß die Anzahl der signifikanten Trends (Abb. B.101, links und B.102, links), nicht so jedoch im Frühjahr und Herbst: hier steigt die Anzahl signifikanter Trends für höhere Schwellen (Abb. B.101, rechts und B.102, rechts). In den Übergangsjahreszeiten scheinen somit in den letzten 50 Jahren besonders hohe Niederschlagssummen zugenommen zu haben.

Diese ausgeprägten Unterschiede zwischen Winter und Sommer werden auch durch die statistische Modellierung mit zugrundegelegter Weibull-Verteilung bestätigt, was in Abb. 7.20 zum Ausdruck kommt: Im Winter werden im gesamten Bundesgebiet fast nur positive Trends im Streuparameter detektiert (Abb. 7.20, links), im Sommer dagegen verbreitet negative mit Ausnahme der Küstenregion und Bayern, wo kaum signifikante Trends gefunden werden (Abb. 7.20, rechts). Im Frühjahr ist das Bild uneinheitlich, im Herbst wiederum besteht eine Zweiteilung mit vielen positiven Trends in Westdeutschland und vereinzelt negativen Trends im Osten (vgl. Abb. B.103 in Anhang B).

Der Streuparameter hat für die zeitabhängigen Überschreitungswahrscheinlichkeiten die größte Bedeutung, jedoch finden sich in diesem Datensatz auch einige signifikante Trends im Formparameter (s. Abb. B.105 in Anhang B), deren Wirkung auf die abgeleiteten Wahrscheinlichkeiten nicht so transparent ist, wie beim Streuparameter (vgl. Abb. 3.3). Um

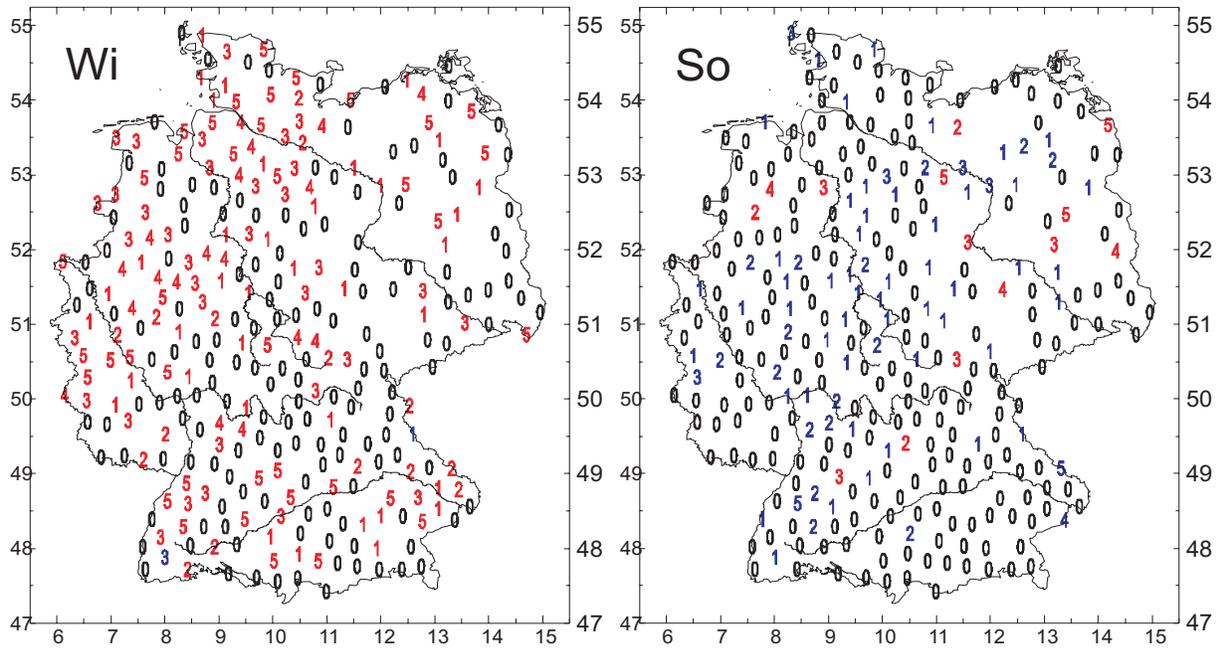


Abbildung 7.20: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der Winter- (links) und Sommer-Häufigkeiten (rechts) für das Überschreiten des oberen 10%-Perzentils der Tagessummen des Niederschlages 1951 - 2000 an 301 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativer Trend, schwarze Null: unsignifikant.

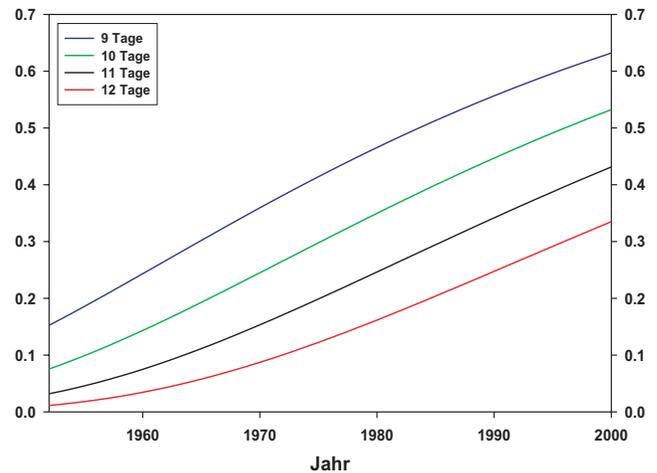
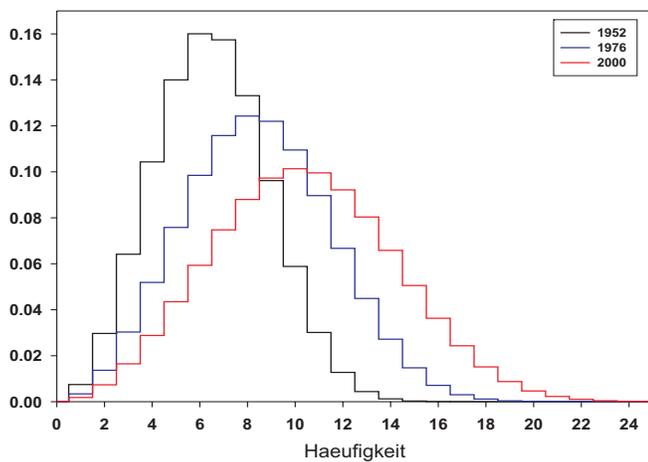


Abbildung 7.21: Links: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Weibull-Verteilung) der Häufigkeiten von Wintertagen mit einer Niederschlagssumme über dem 10%-Perzentil (5,1 mm) an der Station Ribnitz-Damgarten (bei Rostock) 1952 - 2000. Rechts: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Häufigkeiten von Wintertagen mit Niederschlagssummen über dem 10%-Perzentil.

diesen Zusammenhang zu verdeutlichen sind in den folgenden Beispielen auch solche mit unterschiedlichen Änderungen im Formparameter ausgewählt worden.

Doch zunächst ein Beispiel für die alleinige Änderung des Streuparameters, wie sie im Winter häufig gefunden wurde. In Abb. 7.21 sind die Änderungen der PDF (links) und die daraus abgeleiteten Änderungen der Wahrscheinlichkeiten (rechts) für ausgewählte Häufigkeiten von 10%-Perzentil-Überschreitungen der Winterniederschläge 1952 bis 2000 an der Station Ribnitz-Damgarten dargestellt. Hier wurde lediglich ein linearer Trend im Streuparameter der Weibull-Verteilung detektiert. Somit verbreitert sich die PDF mit der Zeit, aber zusätzlich verschiebt sich auch der Modus zu höheren Werten hin (s. Abb. 7.21, links), was für das Verhalten der Weibull-Verteilung charakteristisch ist (vgl. Kap. 3).

Dies führt zu deutlichen Erhöhungen der Wahrscheinlichkeit für eine ausgewählte Anzahl von Tagen mit Niederschlagssummen über 7,7 mm (dem stationsabhängigen 10%-Perzentil), was die ansteigenden Kurven in Abb. 7.21, rechts illustrieren. Beispielsweise sind 1952 mehr als 11 Wintertage mit über 7,7 mm Niederschlag nur alle etwa 30 Jahre ($p = 0,0319$) erwartet worden, im Jahr 2000 hatte man damit bereits alle etwa 2,3 Jahre ($p = 0,4313$) zu rechnen (s. schwarze Kurve in Abb. 7.21, rechts).

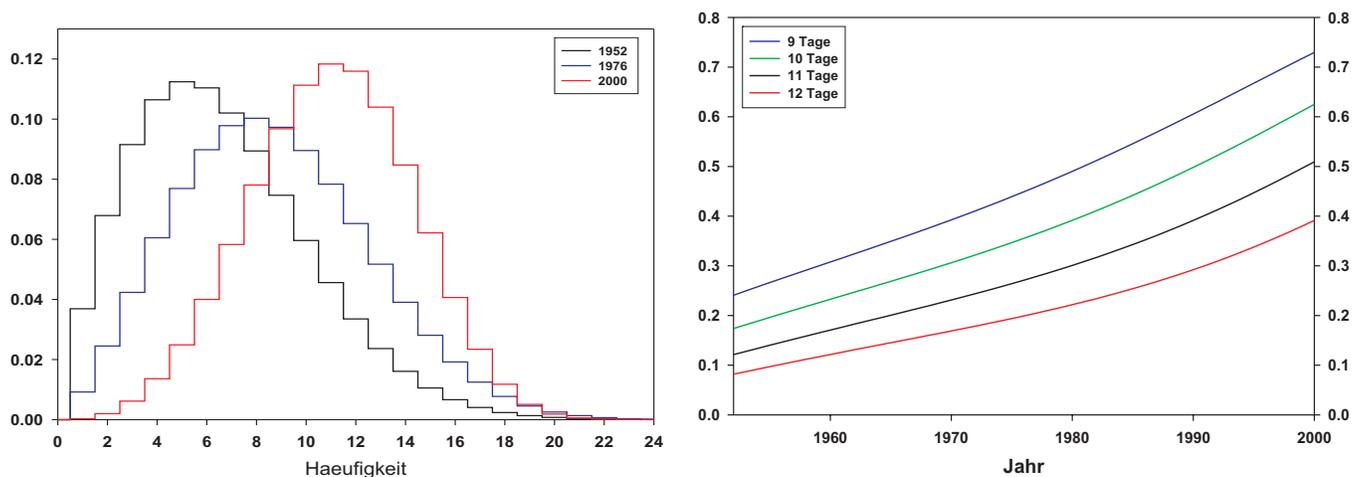


Abbildung 7.22: Links: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Weibull-Verteilung) der Häufigkeiten von Wintertagen mit einer Niederschlagssumme über dem 10%-Perzentil (6,5 mm) an der Station Bayern-Kleinrohrsdorf (bei München) 1952 - 2000. Rechts: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Häufigkeiten von Wintertagen mit Niederschlagssummen über dem 10%-Perzentil.

Wie wirkt sich nun ein Trend im Formparameter aus? Dies soll am Beispiel der Winterniederschläge an der Station Bayern-Kleinrohrsdorf in Süd-Bayern verdeutlicht werden. Hier wurde ein positiver, linearer Trend im Streuparameter und zusätzlich ein positiver, quadratischer Trend im Formparameter detektiert. Dies führt zu der in Abb. 7.22, links dargestellten zeitlichen Entwicklung der PDF. Durch den wachsenden Streuparameter verschiebt sich der Modus mit der Zeit nach rechts zu höheren Werten hin. Jedoch verbreitert sich die rechte Flanke der Verteilung nicht, was durch den wachsenden Formparameter unterdrückt wird. Also werden die Wahrscheinlichkeiten für eine hohe Anzahl von Tagen mit Niederschlägen über 6,5 mm größer, nicht jedoch für eine besonders hohe Anzahl über

20 Tagen. Die Weibull-Verteilung vermag somit die beobachteten Änderungen mittels ihres Formparameters sehr flexibel zu modellieren, die dominante Veränderung wird aber, wie bereits oben erwähnt über den Streuparameter gesteuert, sofern er signifikanten Änderungen unterliegt. Auch in diesem Beispiel steigen somit die Wahrscheinlichkeiten für eine hohe Anzahl von Wintertagen (bis 20) mit Niederschlägen über dem 10%-Perzentil, was der Abb. 7.22 rechts entnommen werden kann.

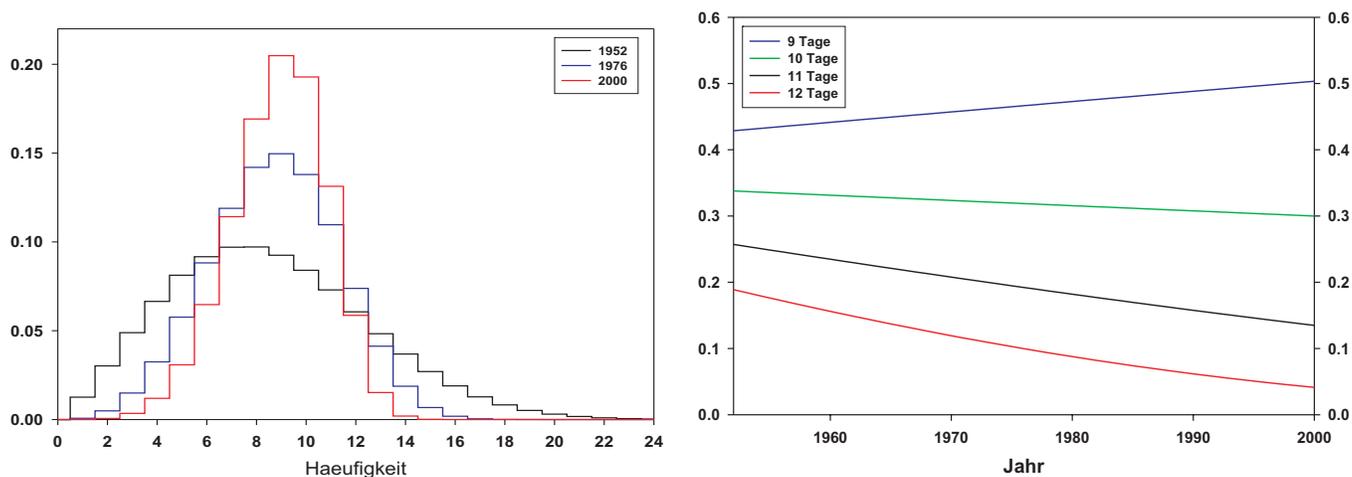


Abbildung 7.23: Links: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Weibull-Verteilung) der Häufigkeiten von Sommertagen mit einer Niederschlagssumme über dem 10%-Perzentil (12,6 mm) an der Station Eresing (Südwestbayern) 1951 - 2000. Rechts: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Häufigkeiten von Sommertagen mit Niederschlagssummen über dem 10%-Perzentil.

Abschließend soll noch verdeutlicht werden, wie der Formparameter allein die PDF modifiziert. Hierzu wurden Sommer-Niederschläge an der Station Eresing (Sankt-Ottilien) im Südwesten Bayerns ausgewählt, wo ausschließlich ein positiver, linearer Trend im Formparameter vorliegt. Hierdurch zieht sich die PDF im Laufe der Zeit zusammen, bei einer gleichzeitigen, geringen Verschiebung des Modus nach rechts (s. Abb. 7.23, links). In Verbindung damit steigt die Wahrscheinlichkeit für Häufigkeiten die sich in der Umgebung des Modus befinden. Dagegen werden wahrscheinlich im Laufe der Zeit immer weniger häufig besonders viele Tage mit starken Niederschlagssummen beobachtet werden, was die „Auffächerung“ der Wahrscheinlichkeiten in Abb. 7.23, rechts zum Ausdruck bringt. Für negative Trends im Formparameter verhält es naheliegenderweise genau umgekehrt: Die Anzahl der Tage mit hohen Niederschlagssummen nimmt in diesem Fall zu.

7.3 Wind

Es wurden zwei unterschiedliche Wind-Datensätze analysiert: Zum einen saisonale Häufigkeiten von Tagesmaxima über Beaufort 8 an 15 deutschen Stationen und zum anderen

mittlere monatliche Windgeschwindigkeiten an 72 deutschen Stationen (vgl. Kap. 2). Leider sind die Ergebnisse schwer interpretierbar und nicht konsistent, was wahrscheinlich an den verwendeten Daten liegt, die entweder ungeeignet oder (und) mit Messfehlern belastet bzw. inhomogen sind. Deswegen werden die Ergebnisse im folgenden nur kurz dargestellt und aufgezeigt, weshalb sie nicht vertrauenswürdig sind. Ein ausführliche Zusammenstellung von Ergebniskarten findet sich in Anhang B (Abb. B.106 bis B.124).

7.3.1 Saisonale Häufigkeiten von Tagesmaxima über Beaufort 8

Der Datensatz der Tagesmaxima über Beaufort 8 entspringt einem Pool von mehr als 900 Stationen, von denen jedoch nur 119 lückenlos für den hier untersuchten Zeitraum vorliegen. Hiervon befinden sich wiederum der größte Teil im Flachland, wo Maxima über Beaufort 8 so selten sind, dass keine Verteilung an die Daten angepasst werden konnte. Lediglich 15 Stationen, vornehmlich in Küstennähe und auf Bergen, konnten schließlich zur Analyse herangezogen werden.

Es wurden, wie bei den Tagesdaten der Temperatur und des Niederschlages signifikante Trends der Zeitreihen anhand des Mann-Kendall-Trendtests bestimmt. Hierbei ergaben sich bis, auf die Station Wendelstein, nur signifikant negative Trends, am verbreitetsten im Sommer (vgl. Abb. B.106 in Anhang B).

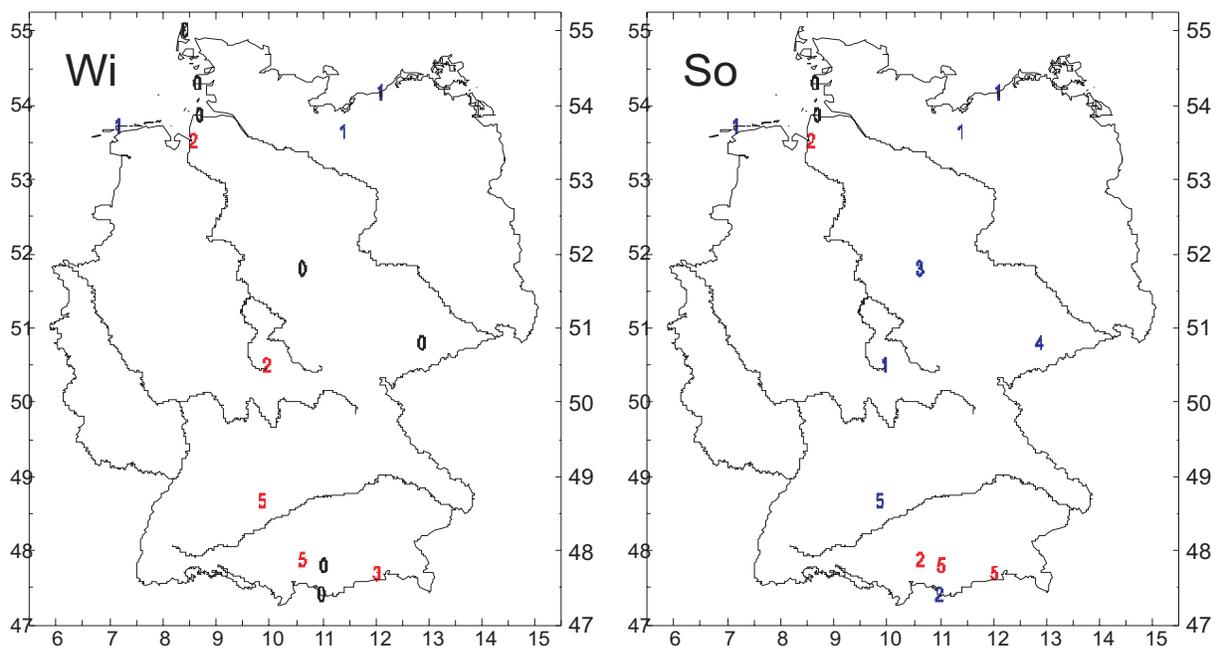


Abbildung 7.24: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der wintlichen (links) und sommerlichen (rechts) Häufigkeiten mit maximalen Windgeschwindigkeiten mit Beaufort größer 8 von 1952 bis 2001 an 15 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativer Trend, schwarze Null: unsignifikant.

Bei der Statistischen Modellierung wurde die Weibull-Verteilung zugrundegelegt, da diese am signifikantesten an die Daten anzupassen war. Die Residuen sind auch nicht signifikant von einer Weibull-Verteilung unterscheidbar, was die Modellierung formal rechtfertigt (s. Kap. 6). Jedoch weisen die Vorzeichen der Trends der Streuparameter, welche am wichtigsten für das Änderungsverhalten der PDF sind (vgl. Abschnitt 7.2.2) eine andere räumliche Struktur auf, als die Trends der Zeitreihen selbst, was in Abb. 7.24 beispielhaft dargestellt ist (s.a. Abb. B.107 bis B.109 in Anhang B). Viele der untersuchten Reihen weisen in den ersten Jahren des Untersuchungszeitraumes einen ausgeprägten negativen Trend auf, der den Mann-Kendall-Test dominant beeinflusst, jedoch nicht in allen Fällen zu einem signifikant negativen Trend im Streuparameter der angepassten Weibull-Verteilung führt. Es ist leider nicht bekannt, ob es sich hierbei um Artefakte (möglicherweise eine gleichzeitige Veränderung der Messart an vielen Stationen), oder einen klimatologischen Effekt handelt. Somit scheinen die hier erzielten Ergebnisse nicht sehr belastbar zu sein und sind also „mit Vorsicht zu genießen“.

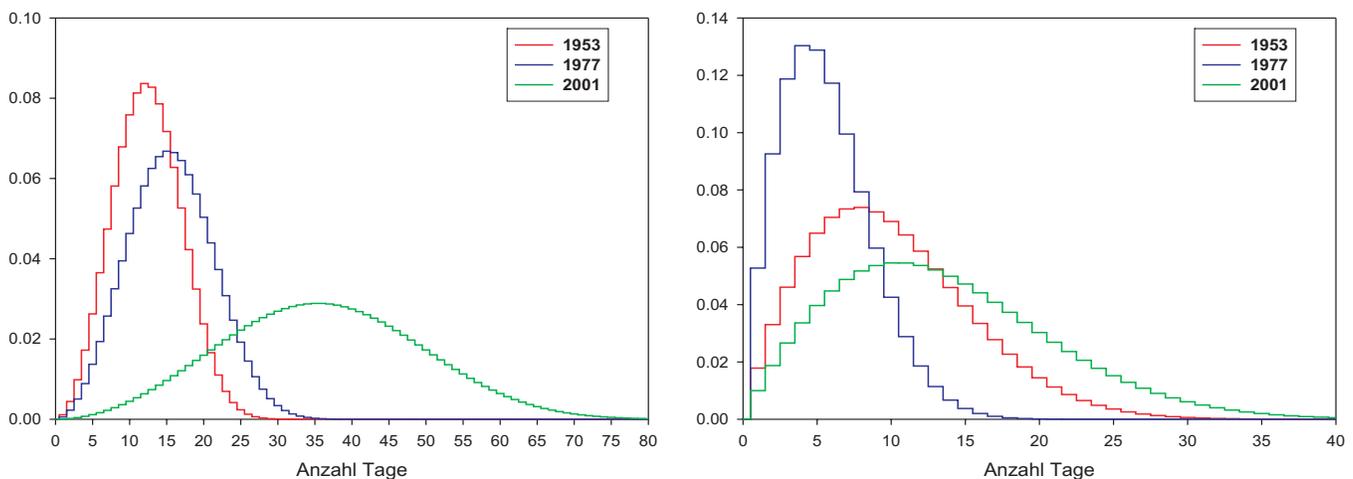


Abbildung 7.25: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Weibull-Verteilung) der Häufigkeiten von Wintertagen (links) bzw. Sommertagen (rechts) mit einem Tagesmaximum der Windgeschwindigkeit über Beaufort 8 an der Station Wendelstein (Bayer. Alpen) 1953 - 2001.

Trotzdem sollen kurz zwei Beispiele vorgestellt werden. In Abb. 7.25 ist zeitliche Entwicklung der PDF für den Winter und den Sommer dargestellt. In beiden Fällen wurde ein progressiver, positiv signifikanter Trend im Streuparameter gefunden (im Winter 3. Ordnung und im Sommer 5. Ordnung, vgl. Abb. 7.24). Im Sommer ist dieser Trend jedoch noch mit einem Polynom 3. Grades überlagert, dessen Koeffizient des Noms höchster Potenz negativ ist (vgl. Abb. B.108 in Anhang B). Dies führt im Winter zu einer sich beschleunigenden Verbreiterung der PDF mit gekoppelter Verlagerung des Modus zu höheren Werten hin (s. Abb. 7.25, links). Die hieraus abgeleiteten Überschreitungswahrscheinlichkeiten sind in Abb. 7.26, links dargestellt. Sie steigen zunächst progressiv an und „verlagern“ sich anschließend quasi auf ein neues Niveau. Die Wahrscheinlichkeit mehr als 17 Wintertage mit Windmaxima über Beaufort 8 zu beobachten hat sich beispielsweise hier von $p = 0,18$

(Jährlichkeit: 5,5a) auf $p = 0,93$ (Jährlichkeit: 1,1 a) erhöht. Danach wird dies in etwa 9 von 10 Jahren erwartet.

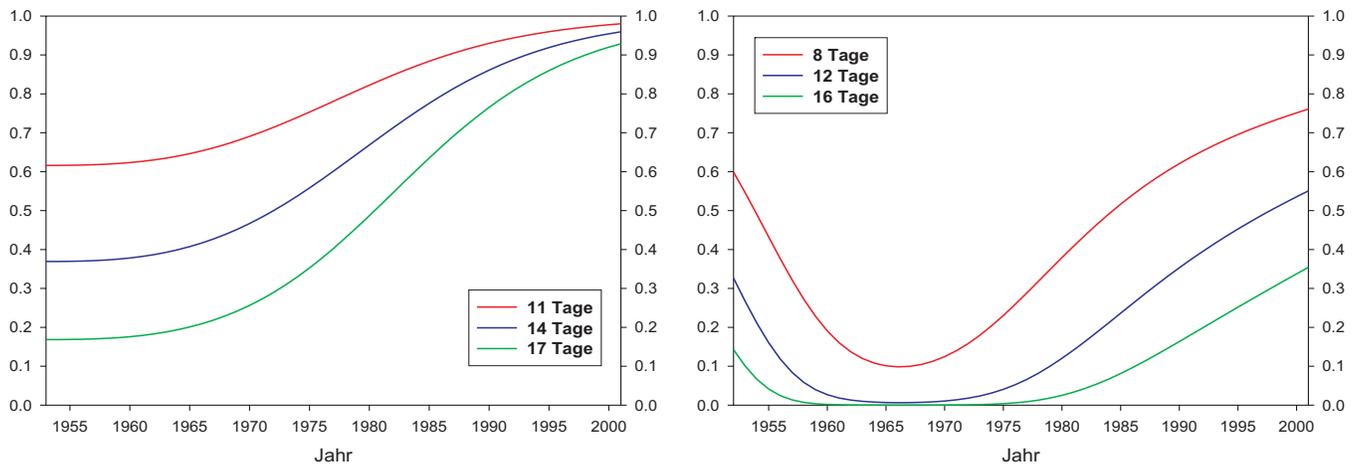


Abbildung 7.26: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Häufigkeiten von Wintertagen (links) bzw. Sommertagen (rechts) mit Tagesmaxima der Windgeschwindigkeit über Beaufort 8 an der Station Wendelstein 1953 - 2000 (s.a. Abb. 7.25).

Im Sommer verengt sich die PDF aufgrund des überlagerten Polynoms im Streuparameter zunächst um sich gegen Ende des Analysezeitraums weiter als ursprünglich zu verbreitern (s. Abb. 7.25, rechts). Demzufolge sinken zunächst die zugehörigen Wahrscheinlichkeiten für das Beobachten einer gegebenen Anzahl von Tagen mit Windmaxima über Beaufort 8, um danach wieder deutlich anzusteigen (s. Abb. 7.26, rechts). Es sei aber nochmals betont, dass diese Ergebnisse aufgrund der zweifelhaften Qualität der Daten und der Messungenauigkeiten der Windmaxima, die nur zu bestimmten Terminen gemessen wurden, fraglich sind.

Abschließend wird noch ein Beispiel aus der Küstenregion präsentiert, obwohl es nicht repräsentativ ist, da sowohl negative als auch positive Trends im Streuparameter bei küstennahen Stationen gefunden werden. Ebenso gibt es dort auch Stationen ohne signifikante Änderungen in den Verteilungsparametern (s. Abb. 7.24 und Abb. B.107 bis B.109 in Anhang B). An der ausgewählten Station Norderney (Ostfriesische Insel) finden sich sowohl im Winter, als auch im Sommer ausschließlich signifikant negative, lineare Trends im Streuparameter (vgl. Abb. 7.24). Dies führt in beiden Jahreszeiten zu einer markanten „Aufteilung“ der PDF im Laufe der Zeit (s. Abb. 7.27).

Entsprechend sinken die Wahrscheinlichkeiten für tägliche Windmaxima über Beaufort 8 deutlich ab, was in Abb. 7.28 zu sehen ist. Im Sommer ist dieser Abfall sehr ausgeprägt, so sinkt beispielsweise die Wahrscheinlichkeit mehr als 6 Sommertage mit Windmaxima über Beaufort 8 zu beobachten von etwa $p = 0,5$ im Jahr 1953 auf nahe Null im Jahr 2000 ab.

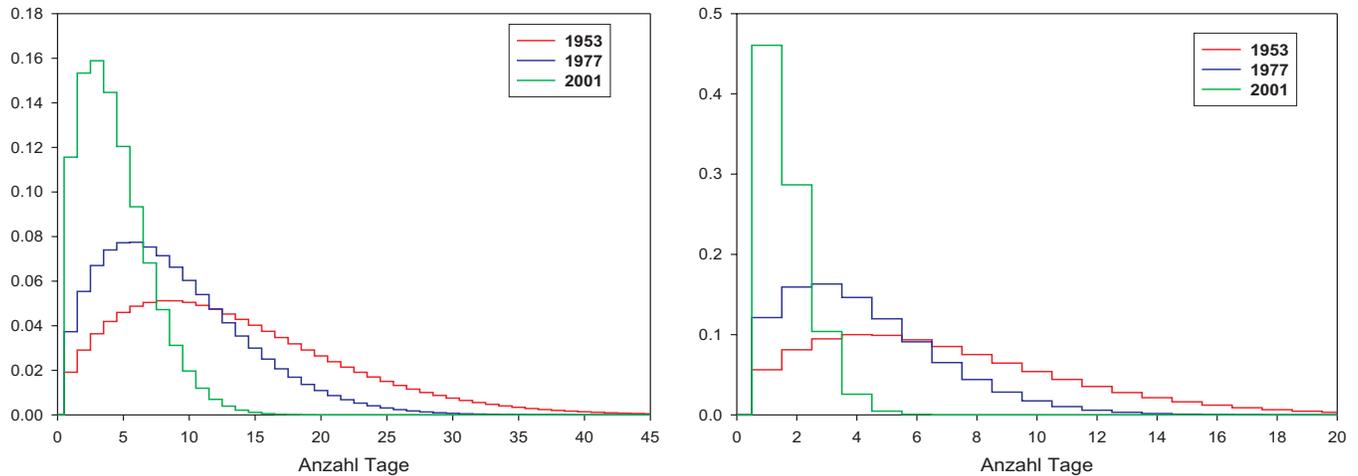


Abbildung 7.27: Wahrscheinlichkeitsdichten (PDF, basierend auf Weibull-Verteilung) der Häufigkeiten von Wintertagen (links) bzw. Sommertagen (rechts) mit einem Tagesmaximum der Windgeschwindigkeit über Beaufort 8 an der Station Norderney 1953 - 2001.

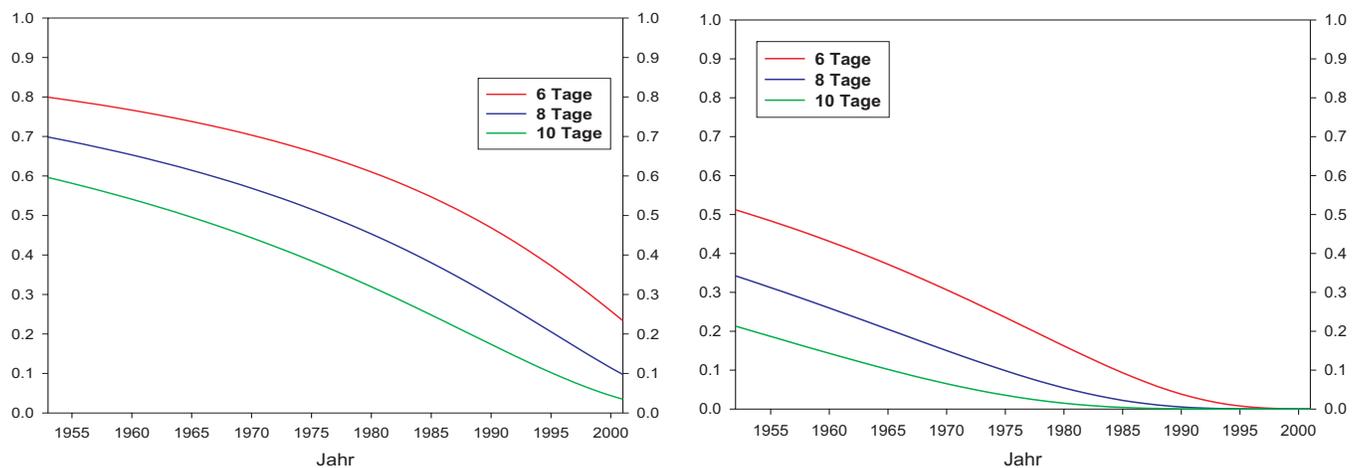


Abbildung 7.28: Zeitabhängige Wahrscheinlichkeiten für das Überschreiten ausgewählter Häufigkeiten von Wintertagen (links) bzw. Sommertagen (rechts) mit Tagesmaxima der Windgeschwindigkeit über Beaufort 8 an der Station Norderney 1953 - 2000 (s.a. Abb. 7.27).

7.3.2 Monatliche mittlere Windgeschwindigkeiten

Die Ergebnisse der monatlichen mittleren Windgeschwindigkeiten an 72 deutschen Stationen sind leider auch extrem schlecht interpretierbar. Bei den Trendanalysen ergaben sich keine räumlichen Strukturen, die mit orographischen bzw. regionalen Besonderheiten in Einklang zu bringen sind (s. Abb. 7.29). Zudem finden sich signifikante Trends unterschiedlichen Vorzeichens in enger Nachbarschaft, was zusätzlich unglaublich erscheint. Des weiteren zeigen sich kaum saisonale Abhängigkeiten der Trends. Vielmehr erscheint

das räumliche Muster erstaunlich stabil in allen untersuchten Monaten (vgl. Abb. B.110 bis B.112 in Anhang B). Dies deutet daraufhin, dass der vorliegende Datensatz wenig klimatologisch verwertbare Information trägt.

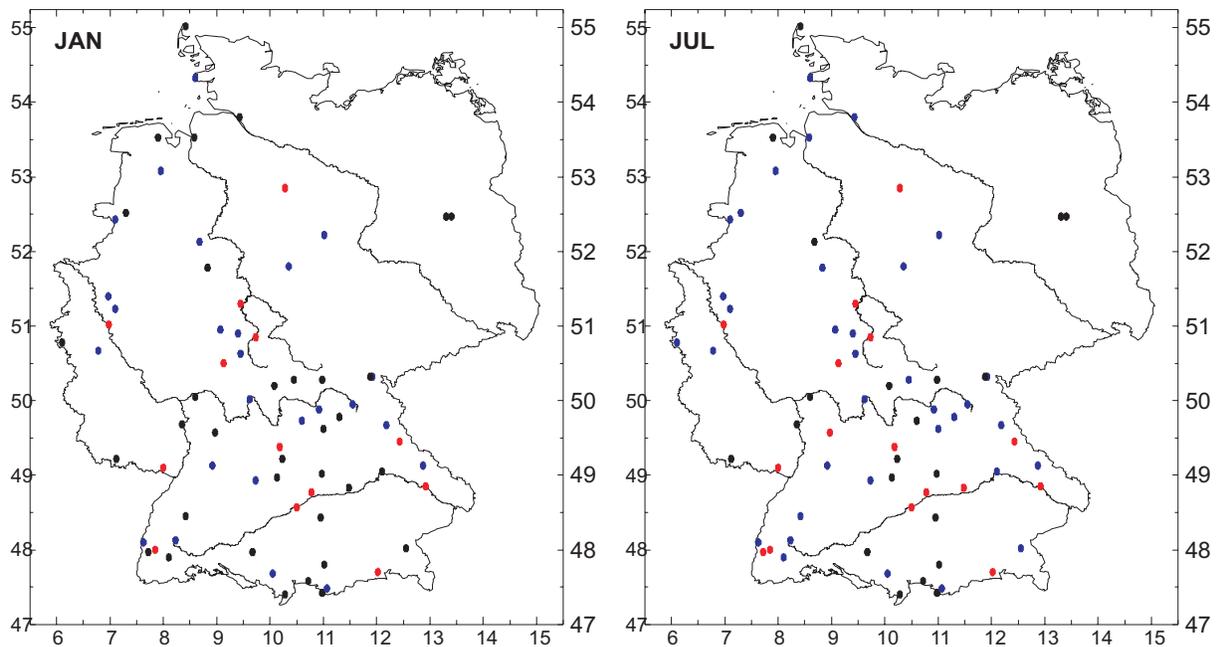


Abbildung 7.29: Trendtest nach Mann-Kendall des monatlichen Mittelwindes (links: Januar, rechts: Juli) von 1952 bis 2001 an 72 deutschen Stationen. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

Die statistische Modellierung wurde mit zugrundegelegter Weibull-Verteilung durchgeführt. Es finden sich zwar signifikante Trends in den Verteilungs-Parametern, diese weisen jedoch, wie die Trendanalysen der Reihen selbst, keine interpretierbaren Strukturen auf, was in Abb. 7.30 exemplarisch für Trends des Streuparameters im Januar und Juli dargestellt ist. Wiederum finden sich Trends unterschiedlichen Vorzeichens in nächster Nachbarschaft. Weiterhin ist auch dieses räumliche Muster in den unterschiedlichen Monaten sehr ähnlich (vgl. Abb. B.113 bis B.124 in Anhang B), was unplausibel ist, da aufgrund der zirkulationsbedingten Gegebenheiten in Deutschland eine ausgeprägte Saisonalität im Windfeld zu erwarten ist.

Das Klimaelement Wind ist somit nicht in der gleichen Art und Weise analysierbar, wie es bei der Temperatur und dem Niederschlag der Fall ist. Er ist hochvariabel auf unterschiedlichsten Zeitskalen, und die Windmessung ist großen Messfehlern unterworfen.

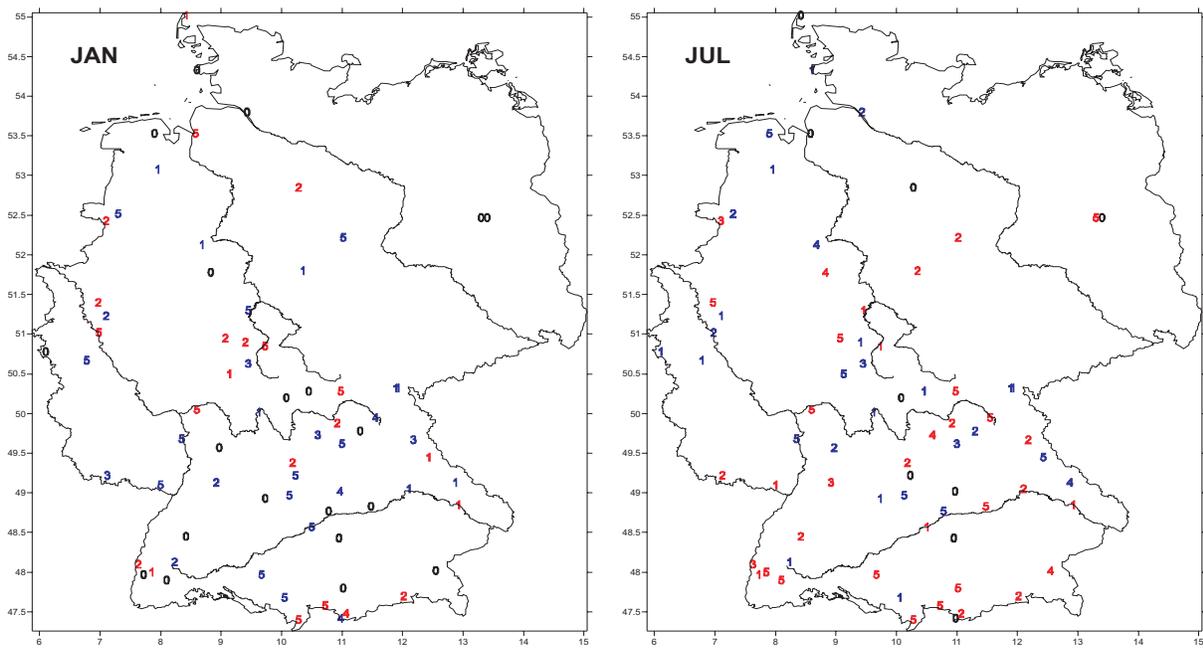


Abbildung 7.30: Trendordnung des Streuparameters des mittleren Windes im Januar (links) und Juli (rechts) 1952 bis 2001 an 72 deutschen Stationen (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ). Analyse basierend auf Weibull-Verteilung.

7.4 Zusammenfassung der Ergebnisse, Teil II

Die wichtigsten Ergebnisse der strukturorientierten Zeitreihenzerlegung sind im folgenden kurz zusammengefasst.

- **Temperatur - monatliche und saisonale Mittel**

- Zur Modellierung der monatlichen und saisonalen Temperaturmittel ist die Gauß-Verteilung am besten geeignet.
- Für den Zeitraum 1901 bis 2000 wurden hauptsächlich positive Trends im Mittelwert in allen Jahreszeiten gefunden (s. z.B. Abb. 7.1). Dies gilt auch für den Zeitraum 1951 - 2000 außer im Herbst (s. z.B. Abb. 7.6).
- Es werden kaum Änderungen in der Standardabweichung gefunden (s. z.B. Abb. B.48 in Anhang B).
- Dies führt zu einer verbreitet deutlich gestiegenen Wahrscheinlichkeit für das Überschreiten oberer Schwellen bzw. einer verringerten Wahrscheinlichkeit für das Unterschreiten unterer Schwellen (s. z.B. Abb. 7.8).

- **Temperatur - Tagesdaten**

- Zur Modellierung der Anzahl von Tagen über (bzw. unter) Perzentilen hat sich die Weibull-Verteilung als am besten herausgestellt.
- Beschleunigte Häufigkeits-Zunahme von extrem warmen Tagen in allen Jahreszeiten (s. z.B. Abb. 7.10, links) vor allem im Winter für Tagesmaxima (s. Abb. B.73, links in Anhang B).
- Beschleunigte Häufigkeits-Abnahme von extrem kühlen Tagen in allen Jahreszeiten (s. z.B. Abb. 7.10, rechts), vor allem in Süddeutschland (s. Abb. B.61, rechts in Anhang B).

- **Niederschlag - Monats- und saisonale Summen**

- Die Modellierung der monatlichen und saisonalen Niederschlagssummen erfolgt anhand der Gumbel-Verteilung.
- Es wurden hauptsächlich positive Trends sowohl im Lage- (s. Abb. B.91, oben links in Anhang B), als auch im Streu-Parameter (vgl. Abb. 7.13, links) im Winter gefunden, was zu einer Zunahme von extrem hohen Niederschlagssummen führt.
- Im Gegensatz hierzu wurden im Sommer verbreitet negative Trends im Streuparameter (vgl. Abb. 7.13, rechts) gefunden, was mit einer Abnahme von extrem hohen Niederschlagssummen auf dieser Zeitskala verbunden ist.

- **Niederschlag - Tagesdaten**

- Wie bei den Temperatur-Tagesdaten wurde auch hier die Weibull-Verteilung zur statistischen Modellierung zugrunde gelegt.
- Zunahme von Tagen mit hohen Niederschlagssummen vor allem im Herbst und Winter (s. Abb. B.103 in Anhang B, oben links und unten rechts); Abnahme im Sommer (s. Abb. B.103, unten links).

- **Wind**

- Schwer interpretierbare Ergebnisse sowohl für saisonale Häufigkeiten von Tagesmaxima über Beaufort 8 (s. z.B. Abb. 7.24), als auch für monatliche Mittelwinde (s. Abb. 7.29 und 7.30).
- Die analysierten Daten sind wahrscheinlich fehlerbehaftet und für die hier angewandte Herangehensweise ungeeignet.

Teil III

Extremereignisse an Fallbeispielen

Kapitel 8

Studie Hitzesommer 2003

8.1 Europäische Perspektive

Im Sommer 2003 trat in großen Teilen Mittel-, West- und Südeuropas ein so extrem heißer Sommer auf, wie er seit Beginn der regelmäßigen Instrumentenmessungen (in Deutschland seit 1761, vgl. unten) dort noch nie beobachtet worden ist. In der Schweiz gilt er unter Hinzunahme paläoklimatologischer Rekonstruktionen sogar als heißester Sommer der letzten mindestens 500 Jahre [13]. Aus Abb. 8.1 (nach [21]) ist die davon betroffene Region ersichtlich, wobei hier wie im folgenden, soweit nicht anders definiert, der Mittelwert der bodennahen Lufttemperatur der Monate Juni, Juli und August (JJA) im Blickpunkt steht. Der Schwerpunkt der Hitzeanomalie lag demnach mit einer Abweichung von mehr als 4 °C (K) und einer Abweichung vom Mittelwert um mehr als das 5-fache der Standardabweichung im Bereich Südostfrankreich-Schweiz-Südwestdeutschland.

Die volkswirtschaftlichen Schäden, bei denen neben der Hitze auch die damit verbundene Trockenheit (vgl. unten, 8.3) eine wesentliche Rolle gespielt hat, werden europaweit (ohne die gleichzeitig in Portugal aufgetretenen Waldbrände) auf 12,3 Milliarden US \$ geschätzt, die Hitzetoten auf 22000-35000 ([21]; die Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft [16] nennt, ebenfalls europaweit, 27000 Hitzetote, davon in Frankreich rund 15000, in Italien 4000, in Deutschland 3500 usw.). Die zugehörige Wettersituation war durch ein blockierendes Hochdruckgebiet gekennzeichnet (sog. Omega-Lage), das sich im Laufe des Sommers, insbesondere im August, mit Schwerpunkt Mitteleuropa, immer wieder regenerierte (weitere Details, auch zu den Auswirkungen, vgl. [2]).

8.2 Flächenmitteltemperatur Deutschland

Für Deutschland (in den heutigen politischen Grenzen) existieren monatliche Schätzwerte der (bodennahen) Flächenmitteltemperatur seit 1761 ([18]; hier ab 1999 ergänzt durch die sog. Rasterdaten des Deutschen Wetterdienstes, die über das Klimainformationssystem,

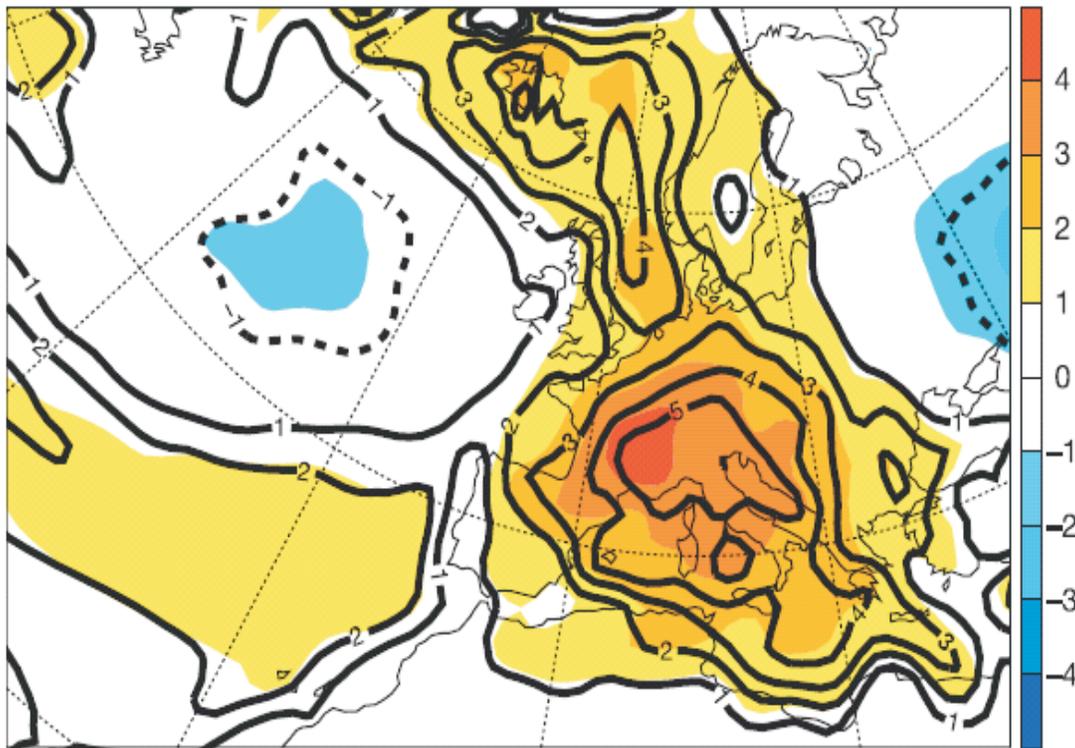


Abbildung 8.1: Sommer-Temperaturanomalien 2003 (Mittel der Monate Juni, Juli und August; JJA) gegenüber der Klimanormalperiode 1961-1990, Farbstufen in °C, und zugehörige Faktoren der Standardabweichung, Isolinien, in Europa nach [21].

KLIS, abrufbar sind). Abb. 8.2 zeigt die betreffende Zeitreihe 1761-2003 der Sommerwerte in Form von Anomalien, d.h. wiederum als Abweichungen vom Mittelwert 1961-1990 (der in diesem Fall 16,2 °C beträgt). Man erkennt, dass der Anomaliewert 2003 mit 3,4 °C deutlich über den bisherigen sommerlichen Hitzerekorden liegt (mit Rangplatz 2 folgen der Sommer 1947, Anomaliewert 2,2 °C, sowie eine ganze Reihe ähnlicher heißer Sommer; detaillierte Ranganalyse siehe [25, 26]. Wie die in Abb. 8.2 ebenfalls eingezeichnete Trendkurve zeigt (polynomialer Trend mit Abkühlung bis etwa 1880 und danach Erwärmung), lässt sich der extreme Hitzesommer 2003 keinesfalls allein durch diesen Erwärmungstrend erklären, zu dem übrigens vor allem der Monat August beigetragen hat (Details hierzu siehe wiederum [26]).

Berechnet man unter Annahme eines stationären Prozesses, also ohne Berücksichtigung von Klimaänderungen, die Wahrscheinlichkeit p des 3,4 °C-Ereignisses, d.h. der Sommertemperatur-Anomalie, wie sie 2003 eingetreten ist, so ergibt sich mit $p \approx 0,7 \cdot 10^{-6}$ ein so kleiner Wert, dass dies als fast unmöglich angesehen werden muss. Realistischer ist die Berücksichtigung klimatologischer Trends nach der Methode, wie sie im Teil II beschrieben worden ist. Dazu soll zunächst mit Hilfe von Abb. 8.3 veranschaulicht werden, wie sich die-

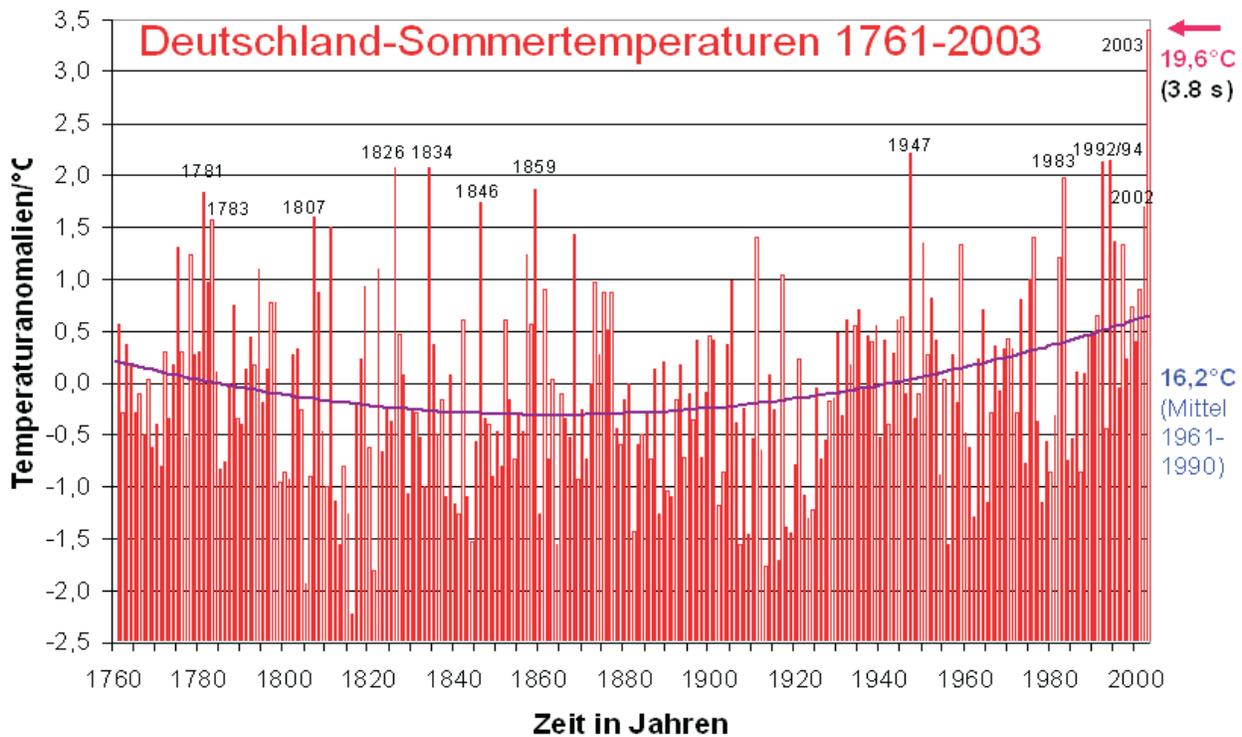


Abbildung 8.2: Sommer(JJA) - Temperaturanomalien 1761-2003 relativ zu 1961-1990, Flächenmittel Deutschland, mit (polynomialer) Trendkurve, die vor ca. 1870/80 eine Abkühlung und danach eine Erwärmung anzeigt, und Jahresangaben relativ warmer Sommer. Dabei fällt der Hitzesommer 2003 mit einem Anomaliewert von $3,4\text{ °C}$ (entsprechend $19,6\text{ °C}$ bzw. einer Abweichung vom mittleren Referenzwert um das 3,8-fache der Standardabweichung s) deutlich aus dem Rahmen. Datenquelle: [18, 2]; Analyse [25, 26]).

se Klimaänderungen auf die Häufigkeitsverteilung bzw. Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Sommertemperaturreihe Deutschland (vgl. Abb. 8.2) ausgewirkt hat.

Diese Analyse ergibt (vgl. Abb. 8.3), dass diese Daten in guter Näherung einer Normalverteilung folgen und sich diese Verteilung ohne erkennbare Änderung der Varianz (Streuparameter der Verteilung) bis etwa 1880 zu tieferen und danach zu höheren Temperaturen hin verschoben hat (in Analogie zur in Abb. 8.2 eingezeichneten Trendkurve - Dass sich, im Gegensatz zum Flächenmittel Deutschland, an einzelnen Stationen die Varianz auch ändern kann, zeigen die Beispiele Abb. 6.2 und 7.4). Dadurch ist der 2003 eingetretene extreme Hitzesommer deutlich wahrscheinlicher geworden. Die Berechnung des zeitlichen Verlaufs der Eintrittswahrscheinlichkeit eines solchen Ereignisses ergibt die in Abb. 8.4 gezeigte Entwicklung mit einer durchaus dramatisch zu bezeichnenden Zunahme um rund den Faktor 20 seit etwa 1970/80. Trotzdem ist zur Zeit des Eintretens die Wahrscheinlichkeit noch gering, nämlich $p = 0,0022$ (0,22%), entsprechend einmal in rund 455 Jahren ($1/0,0022$; d.h., im statistischen Mittel (!) wäre derzeit alle 455 Jahre mit einem derartigen Extremereignis zu rechnen).

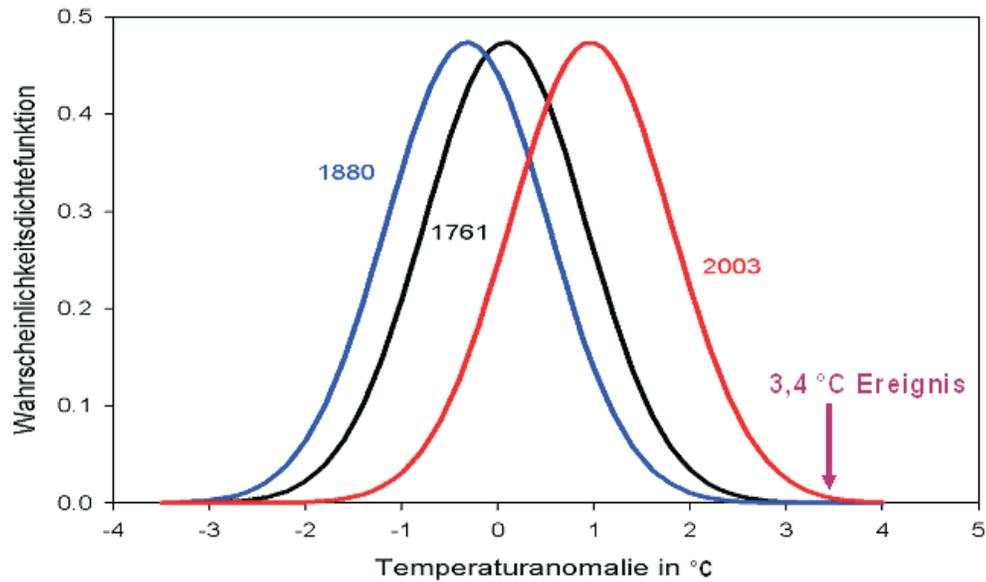


Abbildung 8.3: Verlauf der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (entsprechend relativer Häufigkeitsverteilung) der Sommer-Temperatur Deutschland in den ausgewählten Jahren 1761 (Beginn der Zeitreihe, vgl. Abb. 8.1), 1880 und 2003, als der extreme Hitzesommer (3,4 °C Ereignis) eingetreten ist (Analyse: Trömel).

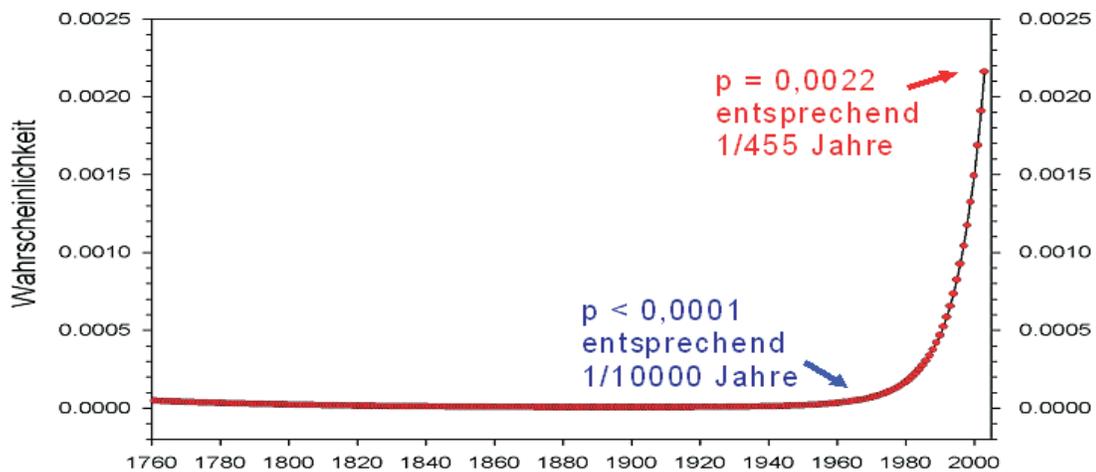


Abbildung 8.4: Veränderung der Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein 3,4 °C Ereignis (wie im extremen Hitzesommer 2003 eingetreten) erreicht oder überschritten wird. Diese Wahrscheinlichkeit ist offenbar seit ca. 1970/80 um einen Faktor von rund 20 angestiegen (Analyse: Trömel).

Eine Extrapolation dieser Entwicklung in die Zukunft ist allein aufgrund dieser empirischen Befunde nicht möglich. deshalb zunächst nur spekulativ nachfolgende Betrachtungen: Nähme man an, dass weiterhin alle 10 Jahre diese Wahrscheinlichkeit um den Faktor

10 Anstiege, so wäre in 100 Jahren ein Wert von rund $p \approx 0,2$ erreicht, was einer Jährlichkeit von ungefähr 5 Jahren entspräche. So oft wären dann derartige Hitzesommer zu erwarten und, wenn man sich zudem an Abb. 8.3 orientiert, auch noch heißere. Klimamodellrechnungen, die von menschlichen Einflüssen auf das Klima ausgehen (Wirkung des anthropogenen Treibhauseffektes, auf der Grundlage von IPCC-Szenarien der Emission klimawirksamer Spurengase) führen zu ganz ähnlichen Aussagen ([21]; vgl. auch [32], die in methodisch etwas anderer Vorgehensweise zu dem Schluss kommen, dass der Klimafaktor Mensch das Risiko extremer Hitzesommer signifikant erhöht hat und weiter erhöhen wird). Ausgehend von den genannten wie weiteren Klimamodellrechnungen [8] und diesen empirisch-statistischen Befunden ist somit zu befürchten, dass in Zukunft extreme Hitzesommer, wie 2003 eingetreten, nicht nur häufiger auftreten, sondern sogar noch heißere hinzukommen werden.

8.3 Zusammenhänge Temperatur - Niederschlag

Hitzesommer sind meist zugleich Trockensommer, wenn die verursachende Wetterlage wie im Jahr 2003 in Mitteleuropa ein blockierendes Hoch über der betreffenden Region ist. Ein systematischer Vergleich der Deutschland-Flächenmittelwerte (sog. Rasterdaten) der Sommertemperatur und des Sommerniederschlags (nach DWD-Quellen ab 1901 verfügbar), vgl. dazu Abb. 8.5, weist auf diesen Zusammenhang zwar deutlich hin; jedoch ist die Korrelation mit $-0,464$ (entsprechend 21,5 % gemeinsamer Varianz; auch die Langfristtrends sind entgegengerichtet) nicht allzu ausgeprägt. Das hängt damit zusammen, dass Hitzesommer, bei Auftreten labiler thermischer Schichtung, auch relativ viele Schauer mit sich bringen können. Im einzelnen verlangt die Klärung solcher Fragen jedoch, wegen der beim Niederschlag gegenüber der Temperatur entscheidend schlechteren räumlichen Repräsentanz, genaue räumlich differenzierende Detailanalysen (vgl. Kap. 7.2). Dementsprechend erbringt die Analyse der Eintrittswahrscheinlichkeit des Sommerniederschlags für das Flächenmittel Deutschland keine besonders ausgeprägte systematische Änderung.

Trotzdem ist auffällig, dass sich in bzw. nach Hitzesommern landwirtschaftliche Probleme und Waldschäden (letzteres typischerweise im Jahr nach dem jeweiligen Hitze-/Trockensommer) häufen bzw. intensivieren, so geschehen zuletzt in/nach den Jahren 1976, 1983 und 2003. Dies zeigt, dass beispielsweise großräumige Waldschäden einen engen Zusammenhang mit Trockenstress aufweisen, somit im Vergleich mit Schadstoffeinwirkungen die Klimaeffekte nicht unterschätzt werden dürfen. Bei landwirtschaftlichen Problemen, denen in Trockensommern im Gegensatz zum Wald, relativ effektiv, wenn auch nicht unbegrenzt, mit künstlicher Bewässerung entgegengewirkt werden kann, spielen regionale Unterschiede eine größere Rolle (vgl. hierzu erneut [2]).

Der Hitze-/Trockensommer 2003 hat zudem auch zu Problemen bei Kraftwerken geführt, die auf genügend Kühlwasser angewiesen sind. Da die Trockenheit des Jahres 2003 bereits im Frühjahr begonnen und sich bis in den Herbst hingezogen hat, verbunden mit entsprechend extrem niedrigen Flusspegelständen, waren die Auswirkungen entsprechend stark,

auch wenn es 2003 (noch) nicht zu gravierenden Engpässen bei der Energieversorgung gekommen ist.

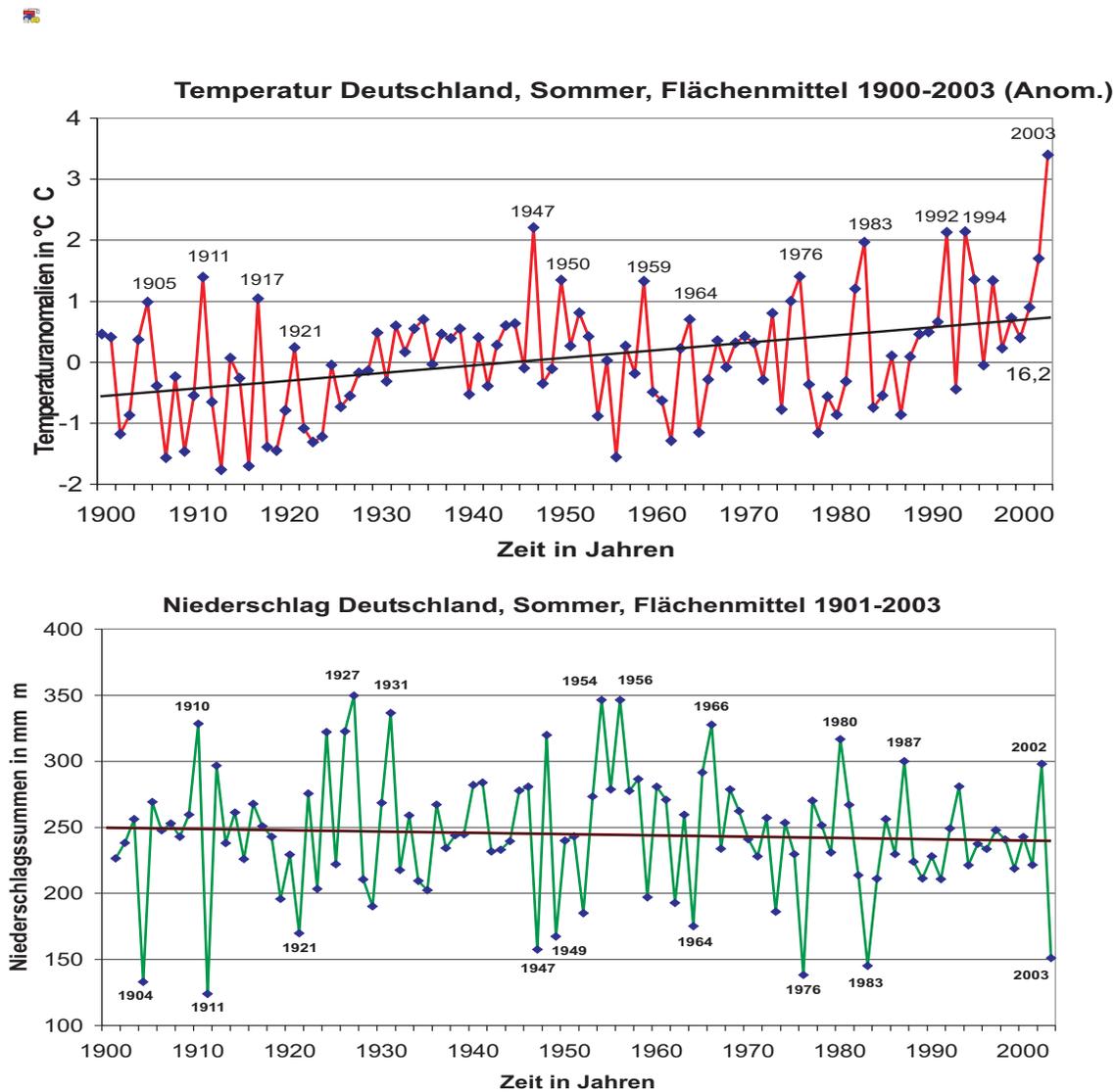


Abbildung 8.5: Vergleich der Deutschland-Flächenmitteldaten der Sommertemperatur (wie in Abb. 8.2) und des Sommerniederschlags (Datenquelle: DWD) 1900/01-2003. Der Korrelationskoeffizient beträgt $-0,464$ (d.h. relativ wenig Niederschlag bei relativ hoher Temperatur, gemeinsame Varianz 21,5 %). Dem ansteigenden Temperaturtrend steht ein, wenn auch im Flächenmittel Deutschland nur schwach erkennbarer Trend zu weniger Niederschlag gegenüber.

8.4 Stationsbezogene Analyse am Beispiel Karlsruhe

Die Analysen, die auf den Daten beruhen, wie sie aus den Messungen an den einzelnen Stationen resultieren, sind bereits in den Abschnitten 7.1 und 7.2 ausführlich vorgestellt worden. Hier soll, im speziellen Zusammenhang mit dem Hitzesommer 2003, als Beispiel die Station Karlsruhe herausgegriffen werden. Dort wurde am 9. und 13. August 2003 mit 40,2 °C der bisherige Maximumtemperatur-Rekordwert vom 27. Juli 1983 (Gärnersdorf, bei Amberg, Nordostbayern) zwar nicht übertroffen, aber eingestellt (am 13. August 2003 zugleich auch in Heidelberg; alles bei Beschränkung auf die offiziellen DWD-Messwerte). Betrachtet man jedoch die Anzahl der Hitzetage (Temperaturmaximum T-Max > 30°C) und extremen Hitzetage (T-Max > 35°C), so war ähnlich wie bei der Deutschland-Sommertemperatur insgesamt 2003 durchaus ein Rekordjahr, vgl. Abb. 8.6: Es wurden in Karlsruhe 53 Hitzetage (bisheriger Rekord 44 im Jahr 1947) bzw. 16 extreme Hitzetage (bisheriger Rekord 10 im Jahr 1952) registriert (bei Verwendung einer Datenbasis ab 1901). Ergänzend sei erwähnt, dass auch der bisherige Rekordwert der höchsten nächtlichen Minimumtemperatur übertroffen worden ist: 27,6 °C am 13. August 2003 an der Station Weinbiet (Weinstraße; bisheriger Rekord 26,0 °C am 5. Juli 1957 in Freiburg).

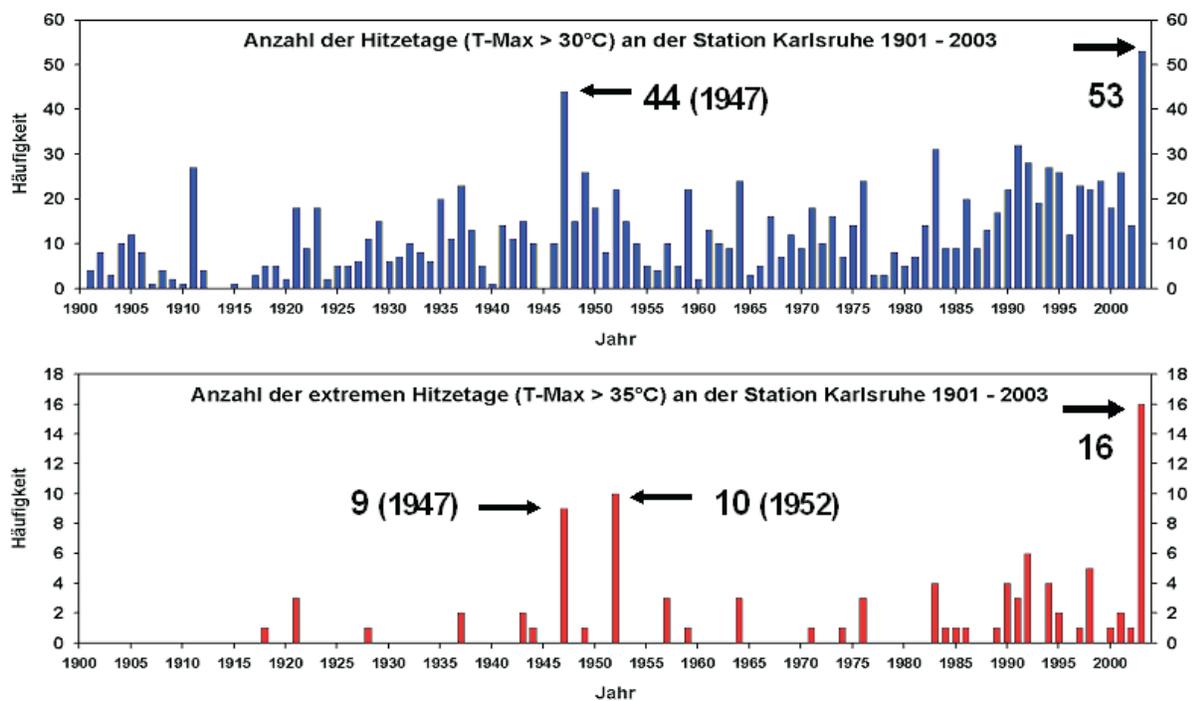


Abbildung 8.6: Anzahl der sommerlichen (JJA) Hitzetage bzw. extremen Hitzetage 1901-2003 an der Station Karlsruhe (nach [25], Analyse Staeger, Datenquelle: DWD).

Wie hat sich nun aufgrund dieser Entwicklung die Eintrittswahrscheinlichkeit von Hitze- bzw. extremen Hitzetagen verändert? Bei der Beantwortung dieser Frage zeigt sich, dass

die Anzahl extremer Hitzetage mit zu wenig Daten abgedeckt ist, um statistisch sinnvolle Ergebnisse liefern zu können. Doch hinsichtlich der Hitzetage ($T_{\text{Max}} > 30^\circ\text{C}$) führt die Analyse, analog zu Abb. 8.4, zu folgendem Ergebnis, vgl. Abb. 8.7: Die Daten folgen einer Weibullverteilung, die sich systematisch zu einer höheren Anzahl solcher Tage unter gleichzeitiger enormer Vergrößerung der Varianz („Verbreiterung“ der Verteilung) verschoben hat.

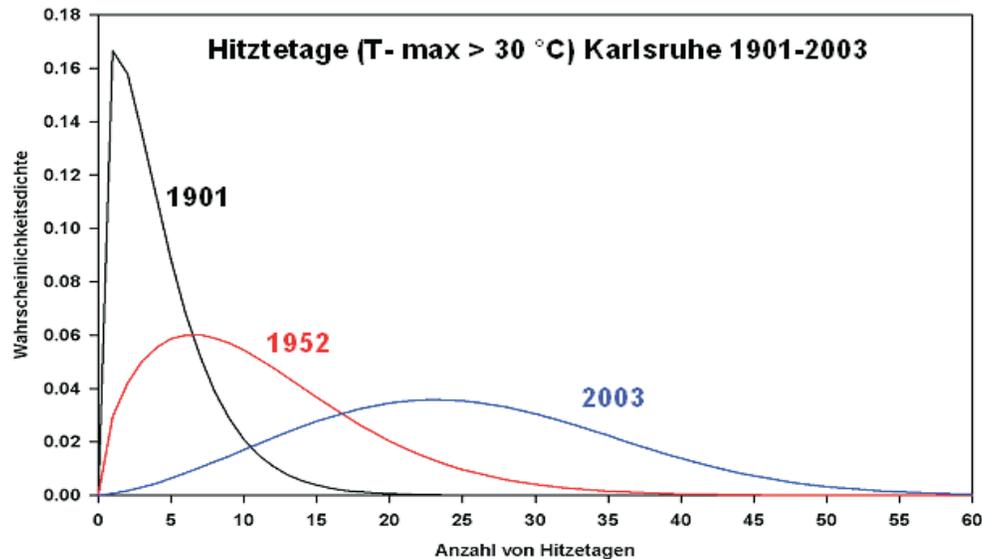


Abbildung 8.7: Verlauf der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (Weibullverteilung) für die Anzahl der in Karlsruhe aufgetretenen Hitzetage in den ausgewählten Jahren 1901, 1952 und 2003, wo im Zuge dieser Veränderungen das 2003 beobachtete 53-Tage-Ereignis (vgl. Abb. 8.6) erst in den Bereich des Möglichen gerückt war (Analyse: Staeger).

Die zugehörige Berechnung der Veränderung der Eintrittswahrscheinlichkeit einer bestimmten Anzahl von Hitzetagen in Karlsruhe zeigt, vgl. Abb. 8.8, dass sich diese Wahrscheinlichkeit insbesondere zu Beginn und gegen Ende des betrachteten Zeitintervalls beträchtlich geändert hat. Dabei ist das Beispiel > 16 Tage besonders eindrucksvoll: Zu Beginn (1901) Wahrscheinlichkeit nahe null, 2003 bei 0,8 (80 %), d.h. in 4 von 5 Jahren ist derzeit damit zu rechnen. Zur Zeit des Auftretens der enormen Anzahl von 53 Hitzetagen im Sommer 2003 (vgl. Abb. 8.6) lag die Wahrscheinlichkeit dafür allerdings unter 0.001 (0,1 %), was näherungsweise aus Abb. 8.7 ersichtlich ist, so dass dieses Ereignis ähnlich der Deutschland-Sommertemperatur insgesamt zur Zeit des Auftretens als (noch?) sehr extrem und somit selten einzustufen ist.

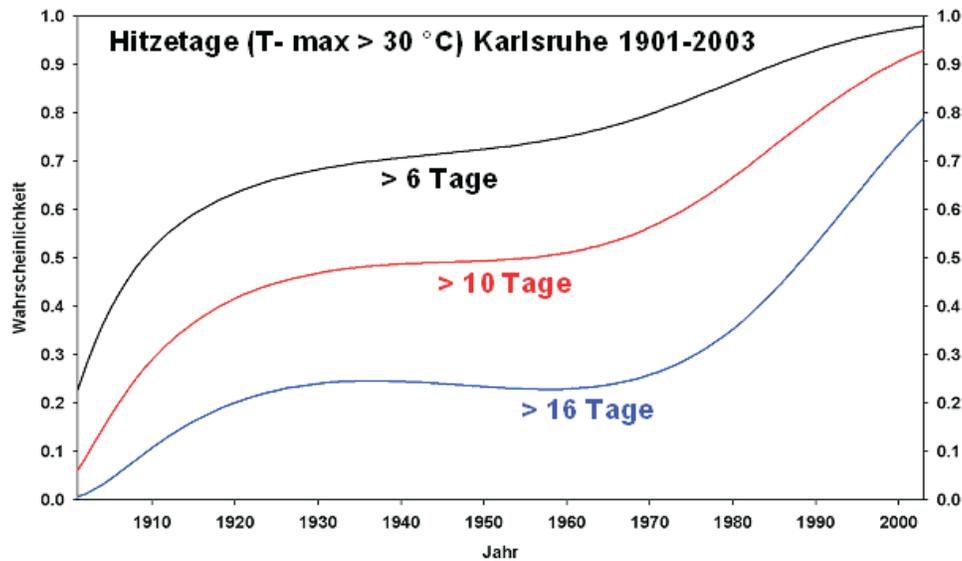


Abbildung 8.8: Veränderung der Wahrscheinlichkeit dafür, dass mehr als 6 bzw. 10 bzw. 16 Hitzetage in Karlsruhe eintreten. Diese Wahrscheinlichkeit hat sich zu Beginn und gegen Ende des betrachteten Zeitintervalls (1901-2003) beträchtlich geändert (Analyse: Staeger).

8.5 Folgerungen

Der 2003 in einem großen Teil Europas aufgetretene Hitzesommer, der hier anhand der in Deutschland gewonnenen Messdaten näher beleuchtet ist, liegt einerseits im Trend der auch in Deutschland zu beobachtenden „globalen Erwärmung“, ist andererseits aber zur Zeit des Auftretens als noch sehr extrem einzustufen. Entsprechend gering war seine Eintrittswahrscheinlichkeit, was nicht nur für den Temperatur-Flächenmittelwert Deutschland (JJA) gilt (Jährlichkeit 455 Jahre), sondern auch für die besonders im südwestdeutschen Raum ausgeprägte Anzahl des Auftretens von Hitzetagen und Temperaturrekorden.

Diese Wahrscheinlichkeit ist jedoch im Beobachtungszeitraum (1761 bzw. 1901-2003) enorm angestiegen, insbesondere in den letzten Jahrzehnten. Die zunächst spekulativ erscheinende Extrapolation dieser empirisch-statistischen Befunde in die Zukunft wird durch globale und neuerdings auch speziell regionale Klimamodellrechnungen gestützt, die aufgrund menschlicher Einflussnahme (anthropogener Treibhauseffekt, IPCC-Szenarien) in Zukunft nicht nur häufigere/wahrscheinlichere Extremereignisse in Form von Hitzesommern erwarten lassen, sondern im Einzelfall sogar noch extremere Bedingungen als 2003, wobei mit solchen sommerlichen Hitzewellen im allgemeinen auch gravierende Trockenheit verbunden ist. Darauf und auf die damit verbundenen ökologischen (z.B. Wald), ökonomischen (insbesondere Land- und Energiewirtschaft) und sozialen (insbesondere gesundheitlicher Art bis hin zu großen Zahlen von Hitzetoten) muss man sich leider einstellen (Anpassungsstrategie), bevor mit Zeitverzögerung Klimaschutzmaßnahmen (Vorsorgestrategie, Reduktion der Emission klimawirksamer Spurengase) hoffentlich Wirkung zeigen.

Globaler bzw. regionaler Klimawandel äußert sich somit offenbar nicht nur in Form von Langzeittrends, sondern auch in Form häufigerer und intensiverer Extremereignisse. Der Hitzesommer 2003 wie auch die Überschwemmungen in der Elberegion des Sommers 2002 („Elbeflut“, vgl. dazu Anmerkungen in Kap. 9) haben gezeigt, dass von solchen Extremereignissen nicht nur tropische und subtropische Regionen, sondern auch Mitteleuropa einschließlich Deutschland hautnah betroffen sein können und sind.

Kapitel 9

Anmerkungen zum Elbe-Hochwasser 2002

Der Hitzesommer 2003 (Kap. 8) und das Elbe-Hochwasser 2002 gelten als Beispiele dafür, wie stark auch Deutschland von extremen Witterungsereignissen betroffen sein kann. Dabei spielen beim Niederschlag aus Repräsentanzgründen regionale Besonderheiten eine viel größere Rolle als bei der Temperatur, so dass bei der Thematik Elbe-Hochwasser die Niederschlag-Zeitreihe, die sich auf die Gesamtfläche Deutschland bezieht (Abb. 8.5, unten), nur eine sehr grobe Orientierung sein kann (im Sommer 2002 ist, im Gegensatz zum Sommer 2003, ein relatives Maximum erkennbar). Das gilt ganz besonders für den Sommer, da in dieser Jahreszeit der konvektive Niederschlagsanteil (relativ kleinräumige Schauer bzw. Gewitter) dominiert. Somit sind relativ kleinräumige Regionalanalysen erforderlich, die in diesem Fall aber auch an Deutschland angrenzende Regionen mit einbeziehen müssen.

Was war geschehen? Im August 2002 traten im bayerischen und westösterreichischen Donau- sowie tschechischen Elbebereich ungewöhnlich starke Niederschläge auf, die anschließend in Sachsen, insbesondere im Erzgebirge, ihren Höhepunkt fanden: Die dortige Station Zinnwald-Georgenfeld meldete für den 12.08.2002 mit 312 mm, vgl. Tab. 9.1, einen neuen deutschen Rekord (zuvor 260 mm, gemessen am 7.7.1954 in Stein bei Rosenheim, Bayern, sowie am 6.7.1906 in Zeithain, Sachsen). Wie Abb. 9.1 zeigt, erstreckte sich das Starkniederschlagsgebiet, bezogen auf die Zeit 10.-13.08.2002, in etwa von Salzburg bis Berlin mit einem Maximum südlich von Dresden, hervorgerufen von einer sog. Vb-Wetterlage, bei der die Tiefdruckgebiete mit ihren Wetterfronten südlich um die Alpen herum ziehen und dann nordwärts gesteuert werden. Je nach Zugbahn sind dann die Einzugsgebiete von Elbe oder Oder oder auch Weichsel betroffen, was sich in entsprechenden extremen Hochwasserereignissen widerspiegelt; vgl. Tab. 9.2.

Die Folge waren gewaltige Hochwasserwellen, insbesondere im Bereich der Elbe und ihrer Nebenflüsse. Dabei erreichte die Elbe in Dresden einen Pegelstand von 9,40 m (Normalwert 2,30 m), wie er seit Beginn der Aufzeichnungen (1500) noch nie aufgetreten war (bisheriger

Tabelle 9.1: Gemessene Niederschlagshöhen im Elbe-Einzugsbereich, 12. August 2002 (von 6 Uhr bis 6 Uhr Folgetag (jeweils UTC) bzw. ganzer August 2002 (nach [20], gekürzt). Die letzte Spalte „Relation“ gibt die prozentuale Abweichung des Augustwertes im Vergleich zur Klimanormalperiode 1961-1990 an.

Station	Höhe	Tagessumme	Monatssumme	Relation
Dresden-Klotzsche	222 m	158 mm	233 mm	307 %
Chemnitz	418 m	78 mm	197 mm	252 %
Marienberg	639 m	167 mm	308 mm	346 %
Zinnwald-Georgenfeld	877 m	312 mm	470 mm	456 %
Fichtelberg	1213 m	138 mm	299 mm	282 %

Tabelle 9.2: Extreme Hochwasserereignisse, Deutschland und angrenzende Regionen, Jahrzehnt 1993-2002 (Zusammenstellung nach den jeweils jährlich erscheinenden Klimastatusberichten des DWD bzw. Schadenspiegel/Topics der Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft, die Todesfälle und Schadensangaben beziehen sich auf Europa).

Region	Zeit	Todesfälle	Volkswirt. Schäden
Südfrankreich	September 2002	23	1,2 Mrd. EURO
Donau/Moldau/Elbe	August 2002	37	13,5 Mrd. EURO
Weichsel	Juli 2001	26	0,7 Mrd. EURO
Donau/Bodensee	Mai 1999	13	0,7 Mrd. EURO
Oder	Juli 1997	110	5,3 Mrd. EURO
Rhein/Mosel/Ostfrankreich	Januar 1995	28	3,5 Mrd. EURO
Rhein/Mosel/Ostfrankreich	Dezember 1993	14	2,0 Mrd. EURO

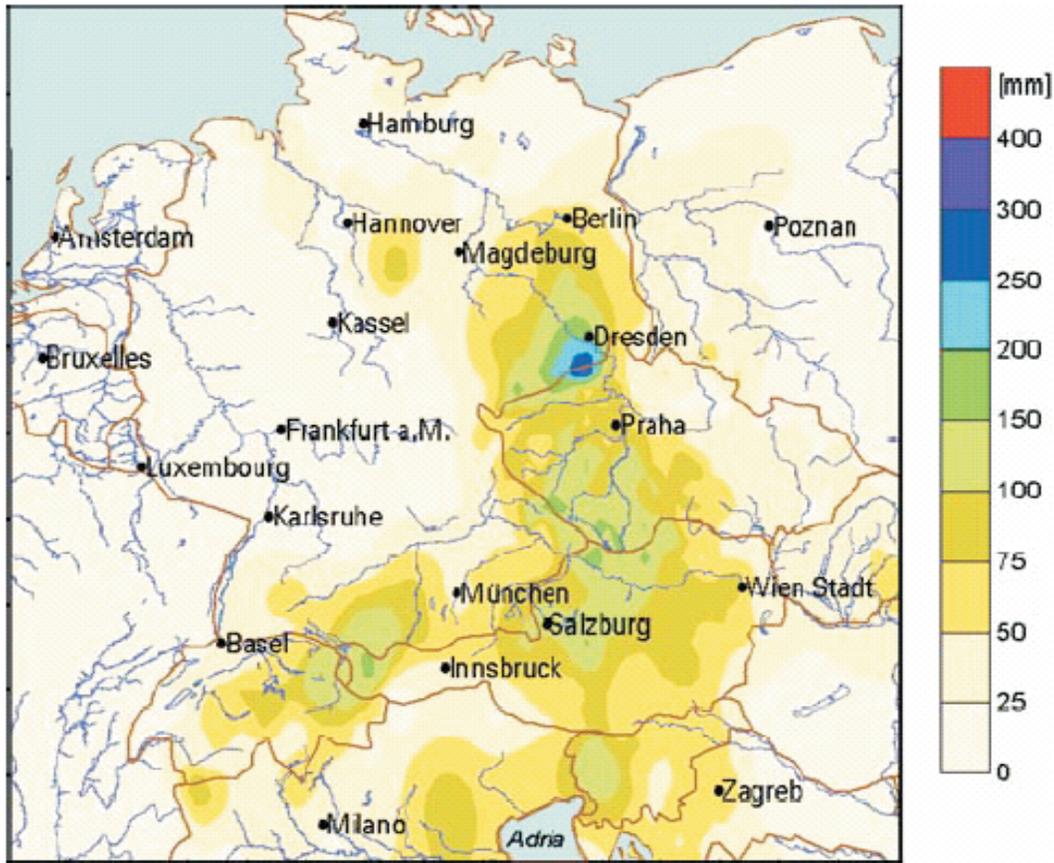


Abbildung 9.1: Akkumulierte Niederschläge 10.-13.08.2002 (nach [20]).

Rekord 8,77 m im Jahr 1845; [12]). Das kostete in Deutschland 21 Personen das Leben; das Niveau der volkswirtschaftlichen Schäden lag mit 9,2 Mrd. EURO ähnlich hoch wie beim Hitzesommer 2003 (Zahlen für Europa s. Tab. 9.2).

Gerade die Analyse der Pegelstand-Zeitreihen zeigt nun aber für die Elbe und auch für die Oder, dass im 20. Jahrhundert eher ein abnehmender Trend existiert [12, 15]. Zeitreihen-Analysen maximaler Abflüsse, vgl. Abb. 9.2 oben, kommen zum gleichen Ergebnis. Geht man davon aus, dass Hochwasserwellen zwar auch von Baumaßnahmen im Bereich der Flüsse (Flussregulierungen, Bodenversiegelung usw.) mit beeinflusst werden, der Niederschlag, insbesondere der extreme, aber der dominante Faktor ist, so legen auch die Ergebnisse, wie sie in Kap. 5.1 und 7.2 diskutiert sind, den Schluss nahe (vgl. insbesondere Abbildungen 5.5, 5.11 - 5.13, 7.19 und Anhang), dass das Elbe-Hochwasser 2002 ein seltenes Ereignis war, das sich nicht dem Trend beobachteter Klimänderungen zuordnen lässt. Eher besteht in dieser Region die Gefahr eines Trends zu häufigeren/intensiveren trocken-heißen Sommern, allerdings mit der möglichen Einschränkung, dass ganz besonders extreme Star-

kniederschlagsereignisse, im Gegensatz zu sozusagen nicht ganz so extremen, zunehmen könnten (vgl. Kap. 5.1). Der Trend hängt somit auch davon ab, wie die Schwelle definiert ist, ab der Starkniederschläge als extrem bezeichnet werden.

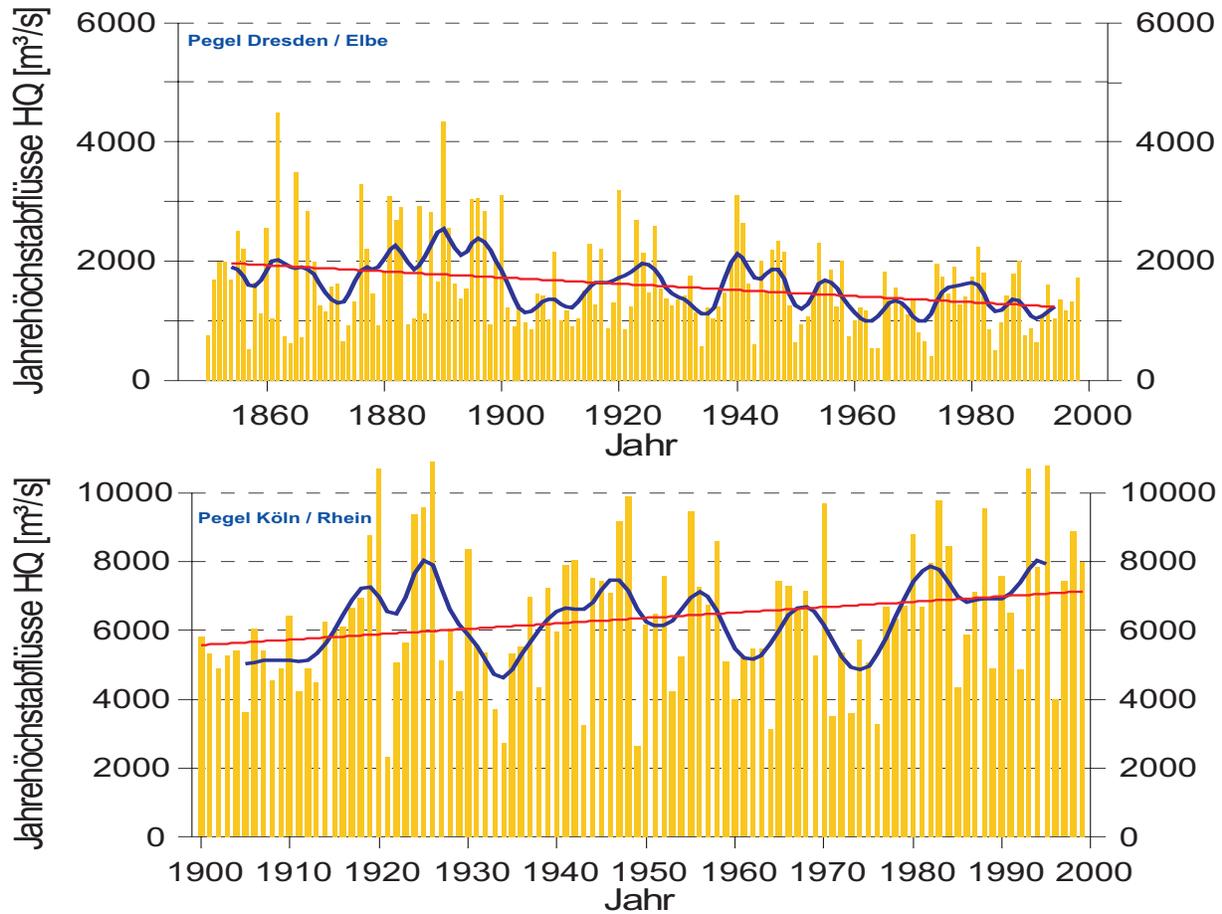


Abbildung 9.2: Jahreshöchstabflüsse in $\frac{m^3}{s}$ an den angegebenen Pegeln (nach [14]).

Wie Abb. 9.2 auch zeigt, lassen sich diese Aussagen jedoch nicht verallgemeinern; denn am Pegel Köln/Rhein, haben die Abflussmengen systematisch zugenommen. Nähere Betrachtungen zeigen, dass dies insbesondere für den Winter gilt. Dies steht in Übereinstimmung mit den in Kap. 5.1 und 7.2 diskutierten Ergebnissen. Somit nimmt, grob zusammenfassend gesagt, im Westen von Deutschland die Neigung zu extremen Starkniederschlägen und somit Überschwemmungen zu, insbesondere im Winter, im Osten, insbesondere im Sommer, dagegen ab.

Kapitel 10

Schlussbetrachtungen

Die vorliegende Studie hat gezeigt, dass mit den beobachteten Klimaänderungen des Industriezeitalters, die meist als relativ langfristige Trends angegeben werden, auch Änderungen der Häufigkeit und Intensität von Extremereignissen verbunden sind. Die in Kap. 5.3 sowie 7.4 gegebenen Zusammenfassungen, insbesondere aber die Ergebnisse im Detail, zeigen, dass für das Gebiet der Bundesrepublik Deutschland (beim Niederschlag auch teilweise darüber hinaus) sowohl Zunahmen als auch Abnahmen als auch keine signifikanten Änderungen auftreten. Dabei führen die Methoden I (Zeitlich gleitende Extremwertanalyse) und II (Strukturorientierte Zeitreihenzerlegung) zu recht ähnlichen Befunden. Kern dieser Analysen ist, neben der Betrachtung der empirischen Häufigkeitsverteilungen (Teil I), die Anpassung theoretischer Verteilungen, die dann in Form der jeweiligen Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (probability density function, PDF) angeben, wie sich diese Funktion zeitlich ändert und wie sich in Abhängigkeit davon auch die Eintrittswahrscheinlichkeit für relativ hohe bzw. relativ niedrige Werte, jeweils Extremwerte genannt (meist anhand von Perzentilen definiert, d.h. z.B. der oberen sowie unteren 10 % der insgesamt auftretenden Werte, ändert. Das hat dann Auswirkungen auf die sog. Wiederkehrzeit (Jährlichkeit) und andere wahrscheinlichkeitstheoretische Größen.

Da hinsichtlich der Klimaelemente der Schwerpunkt der Analysen auf den Beobachtungsdaten der bodennahen Lufttemperatur und des Niederschlags lag (Winddaten wurden zwar auch analysiert, vgl. Kap. 7.3 und 7.4, führten aber zu keinen systematischen und somit kaum interpretierbaren Ergebnissen) und sowohl Monats- als auch Tagesdaten verwendet wurden, ist nun deutlich erkennbar, wie sich in der erfassten Zeit (vgl. Kap. 2) das Extremwertverhalten geändert hat. Ursachen lassen sich dafür jedoch nicht ohne weiteres angeben, weil dies nur physikalisch orientierte Klimamodellrechnungen liefern können. Aber auch diese besitzen hinsichtlich der regionalen Auflösung und ganz besonders, was Niederschlag und Extremereignisse generell betrifft, nur eine sehr begrenzte Aussagekraft. Mit aller Vorsicht lässt sich aber sagen (vgl. dazu Kap. 1), dass bei der großräumigen Erwärmung der Klimafaktor Mensch dominiert („anthropogener Treibhauseffekt“) und dass damit zusammenhängende Änderungen der Extremereignisse möglicherweise auch dieser Ursache zuzuordnen sind. Das betrifft vor allem den Trend zu größerer Wahrschein-

lichkeit extrem hoher Temperaturen und zu geringerer Wahrscheinlichkeit extrem tiefer Temperaturen (meist ohne signifikante Änderung der Streuung und somit der „Breite“ der jeweiligen PDF und mit den geringsten derartigen Effekten im Herbst). Der Hitzesommer 2003, aber auch wärmere Winter sind hier einzuordnen. Geht man davon aus, dass diese Trends für das Industriezeitalter nachweisbar sind und bezieht man die auf Szenarien menschlicher Beeinflussung beruhenden Zukunftsprojektionen von (physiklischen) Klimamodellrechnungen ein, so kann als sehr wahrscheinlich angesehen werden, dass sich diese Veränderungen in Zukunft fortsetzen werden.

Beim Niederschlag muss eine solche Aussage viel zurückhaltender ausfallen. Hier gibt es deutlichere jahreszeitliche Unterschiede (dazu und zu monatlichen Befunden siehe auch Anhang), mit relativ häufigen Trends zu häufigerem extrem hohem Niederschlag im Winter bzw. extrem niedrigem Niederschlag im Sommer, aber mit ganz erheblichen regionalen Unterschieden innerhalb Deutschlands. Zudem ist bei diesem Klimaelement relativ häufig ein „echter“ Trend zu einem extremeren Klima festzustellen („Verbreiterung“ der PDF, also größere Streuung), so dass teilweise sowohl extrem hohe als auch extrem niedrige Werte häufiger geworden sind. Somit muss sich die Bevölkerung sowohl auf die Gefahr häufigerer Überschwemmungen im Winter (ganz besonders in der Westhälfte Deutschlands) und trockener Sommer einstellen. Eine weitere Schwierigkeit besteht darin, dass gerade beim Niederschlag die Trends der Eintrittswahrscheinlichkeit von Extremwerten auch von der Schwelle bzw. dem Perzentilwert abhängen), ab der/dem die Daten als extrem eingestuft werden. Beispiel dafür ist der Befund (Kap. 5.1.2), dass im Sommer und im Osten von Deutschland sozusagen „mäßig extrem“ hohe Niederschläge (95 % Perzentil) weniger wahrscheinlich, „sehr extrem“ hohe aber wahrscheinlicher werden. Dies zeigt einmal mehr die Problematik, die Vielfalt der Ergebnisse korrekt zu interpretieren, aber auch, welche Erfolge mit Hilfe statistischer Analysen von Klimabeobachtungsdaten zu erzielen sind.

Anhang A

Karten zu Teil I

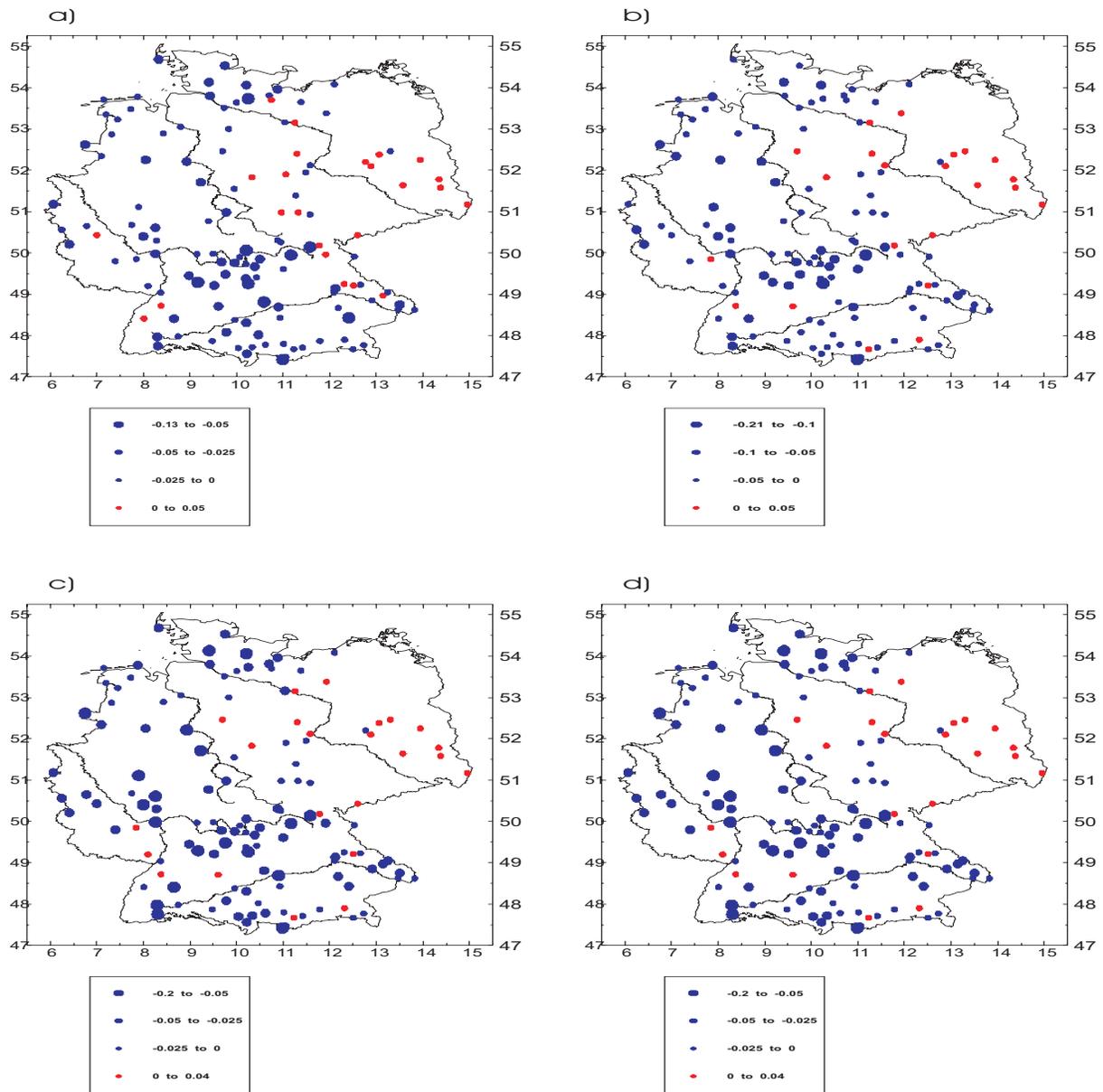


Abbildung A.1: Trends der Wiederkehrzeit bei Niederschlagsmonatssummen für Ereignisse oberhalb der 1σ -Schranke für die empirischen Daten (a), sowie die angepassten Normal- (b), Gumbel- (c) und Weibullverteilungen (d).

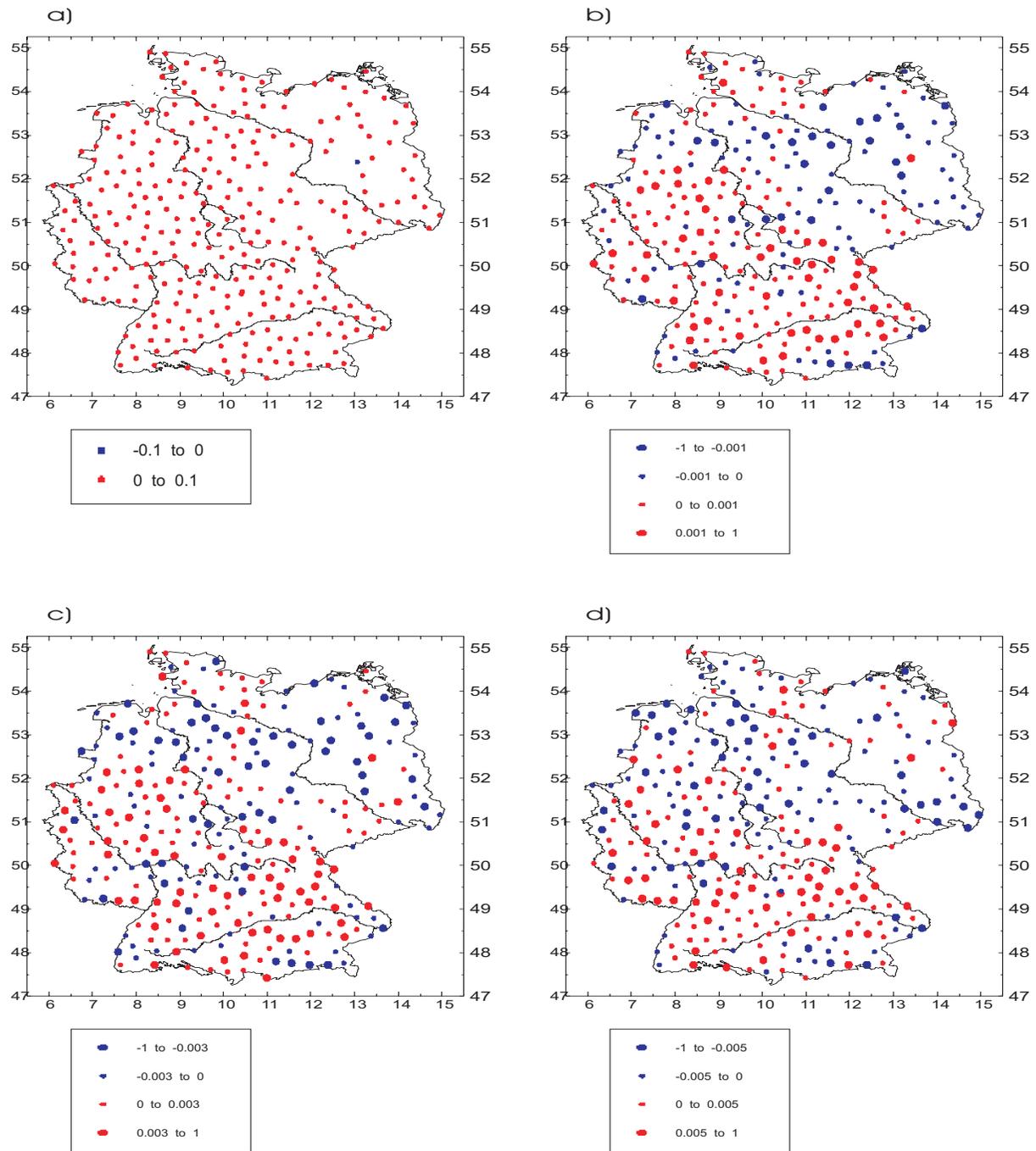


Abbildung A.2: Trend des Risikos (Wahrscheinlichkeit, dass ein Ereignis oberhalb der betreffenden Schranke mit 90%iger Wahrscheinlichkeit eintritt), Empirische Daten; a) 95% Perzentil, b) 98% Perzentil, c) 99% Perzentil, d) 99.5% Perzentil.

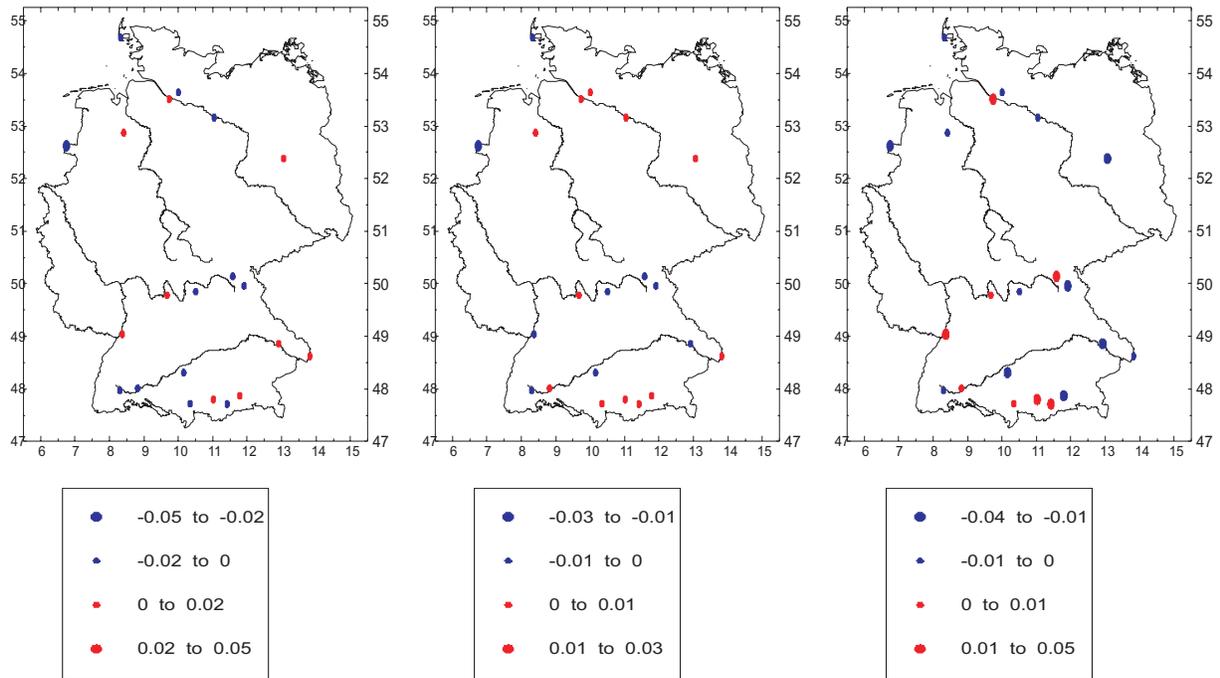


Abbildung A.3: Trend der Trockenperioden für 100-jährige Niederschlagsreihen; a) Trend der Zahl der Trockenperioden mit mindestens 7 Tagen Länge, b) Trend der Zahl der Trockenperioden mit mindestens 11 Tagen Länge, c) Trend der Länge der maximalen Trockenperiode.

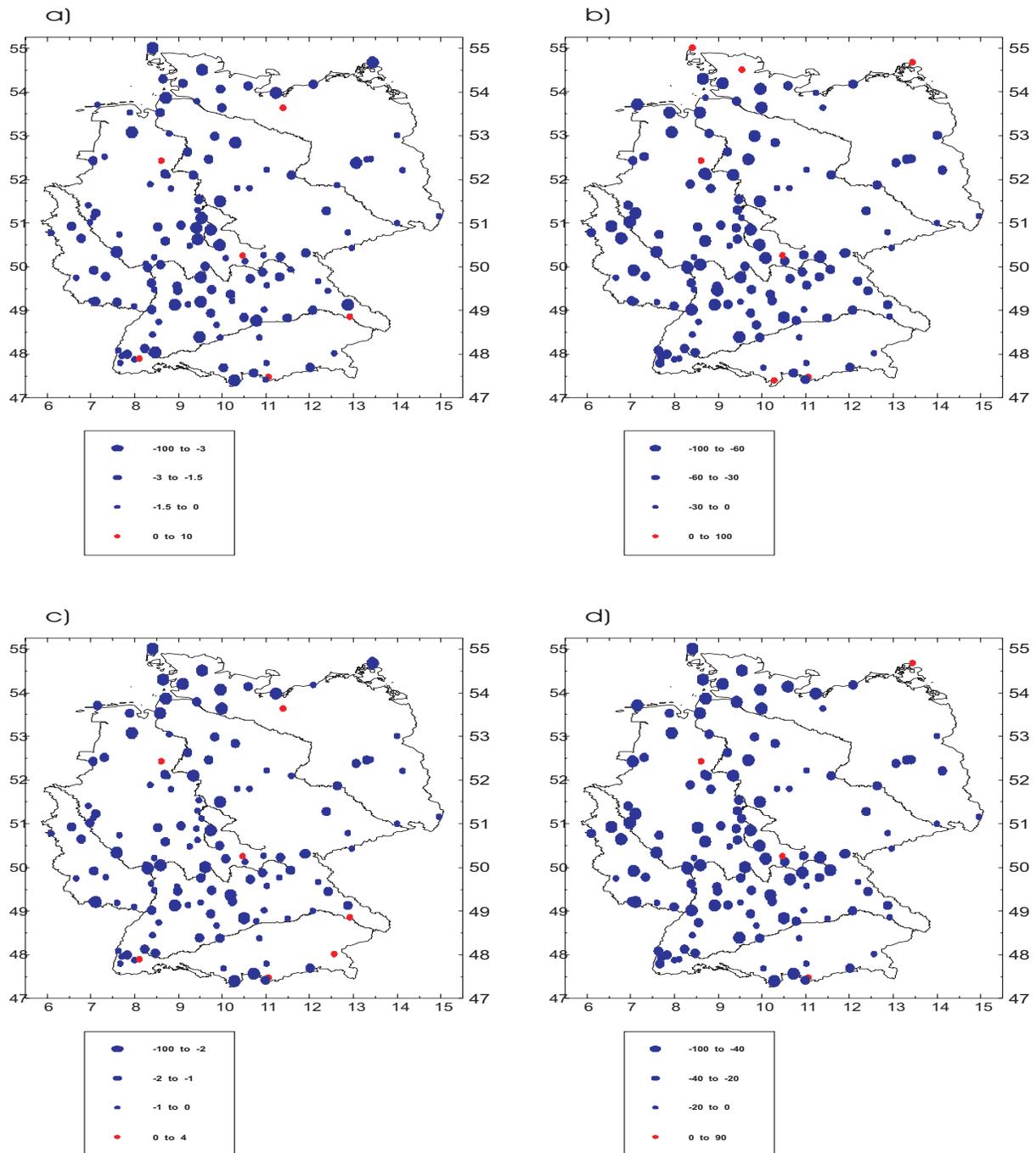


Abbildung A.4: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesmitteltemperatur für die obere 2σ -Schranke. a) Empirisch-Theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

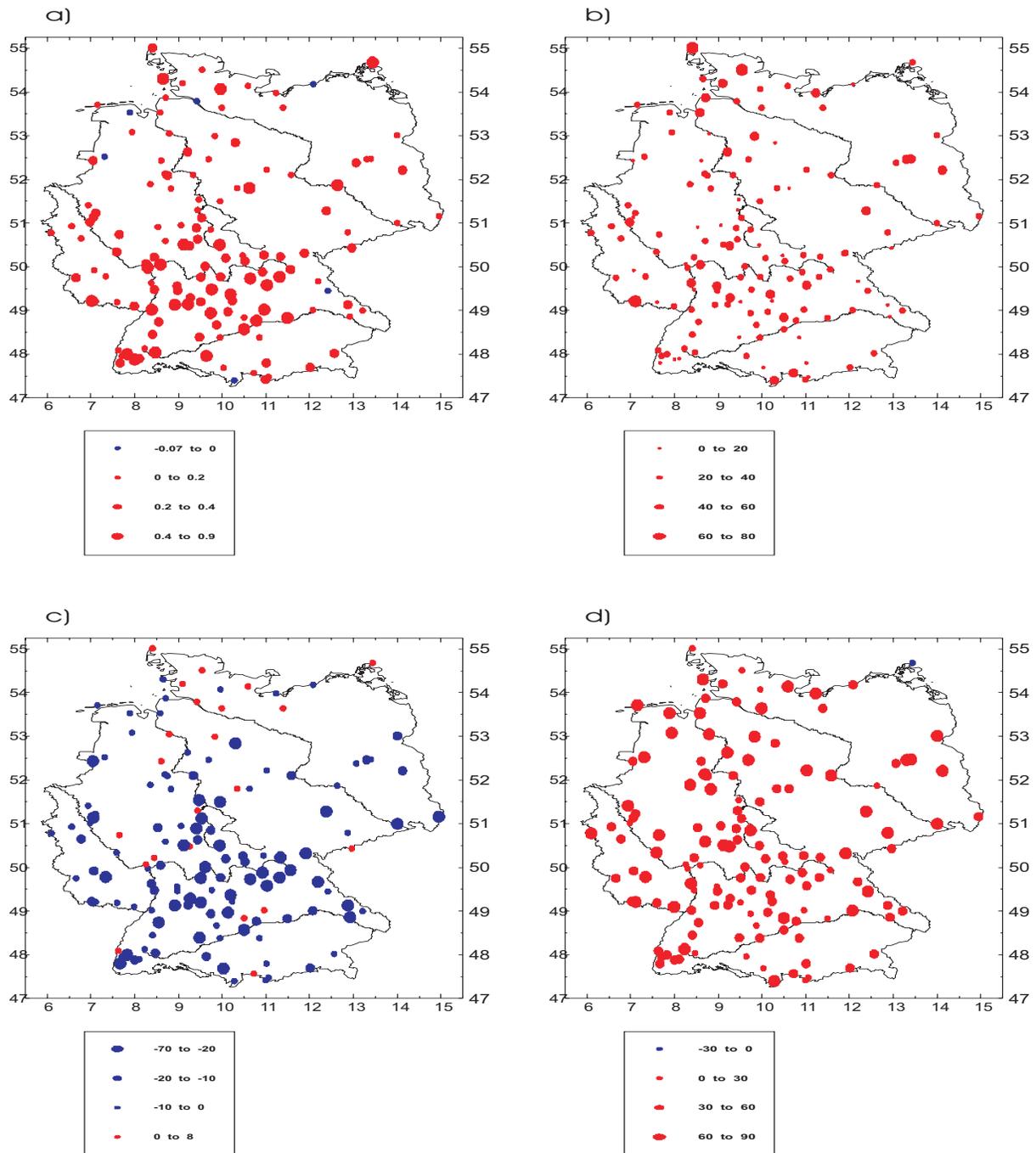


Abbildung A.5: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesmitteltemperatur für die untere -2σ -Schranke. a) Empirisch-Theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

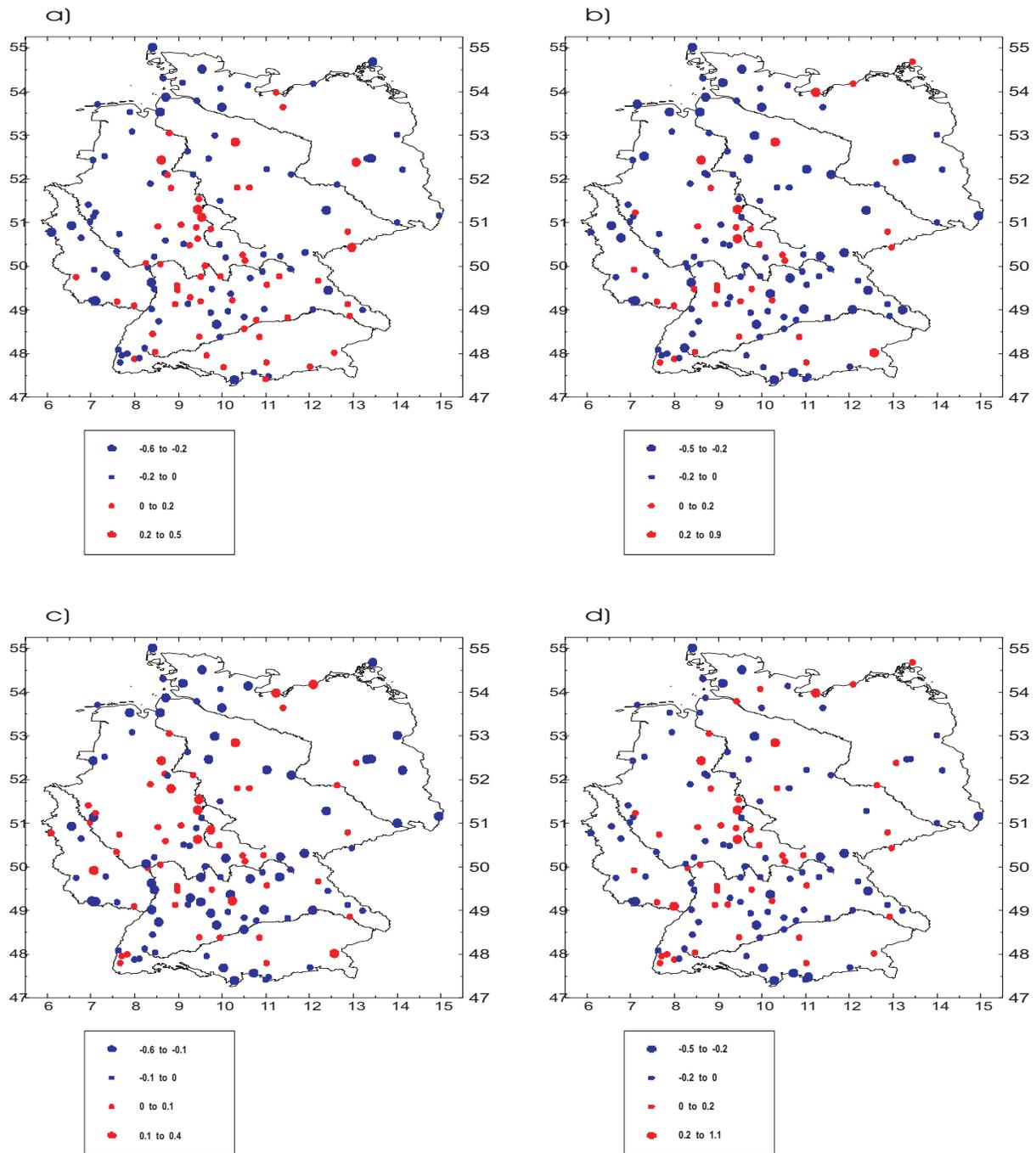


Abbildung A.6: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesmaximumtemperatur für die obere 1.5σ -Schranke. a) Empirisch-Theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

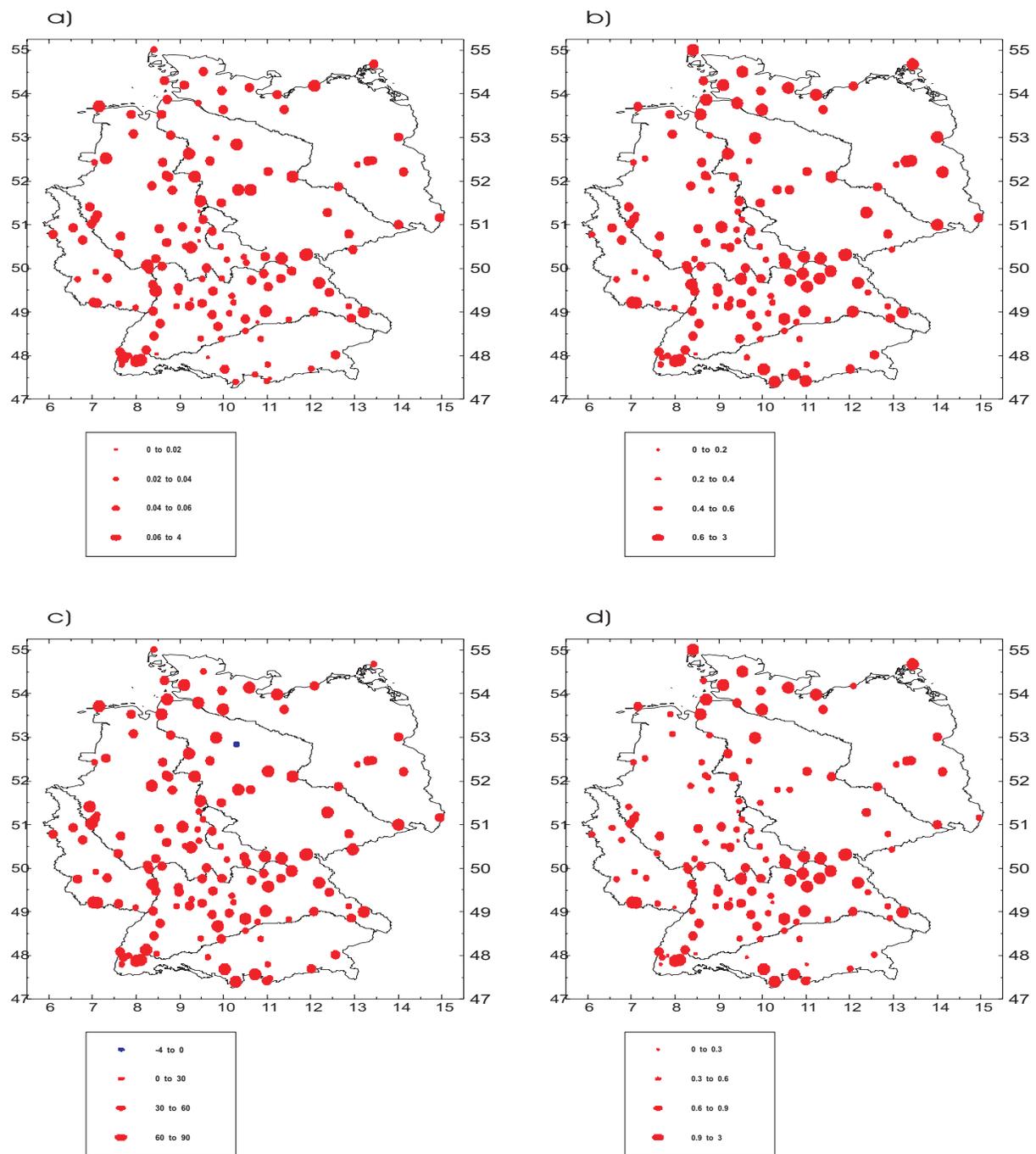


Abbildung A.7: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesmaximumtemperatur für die untere -1.5σ -Schranke. a) Empirisch-Theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

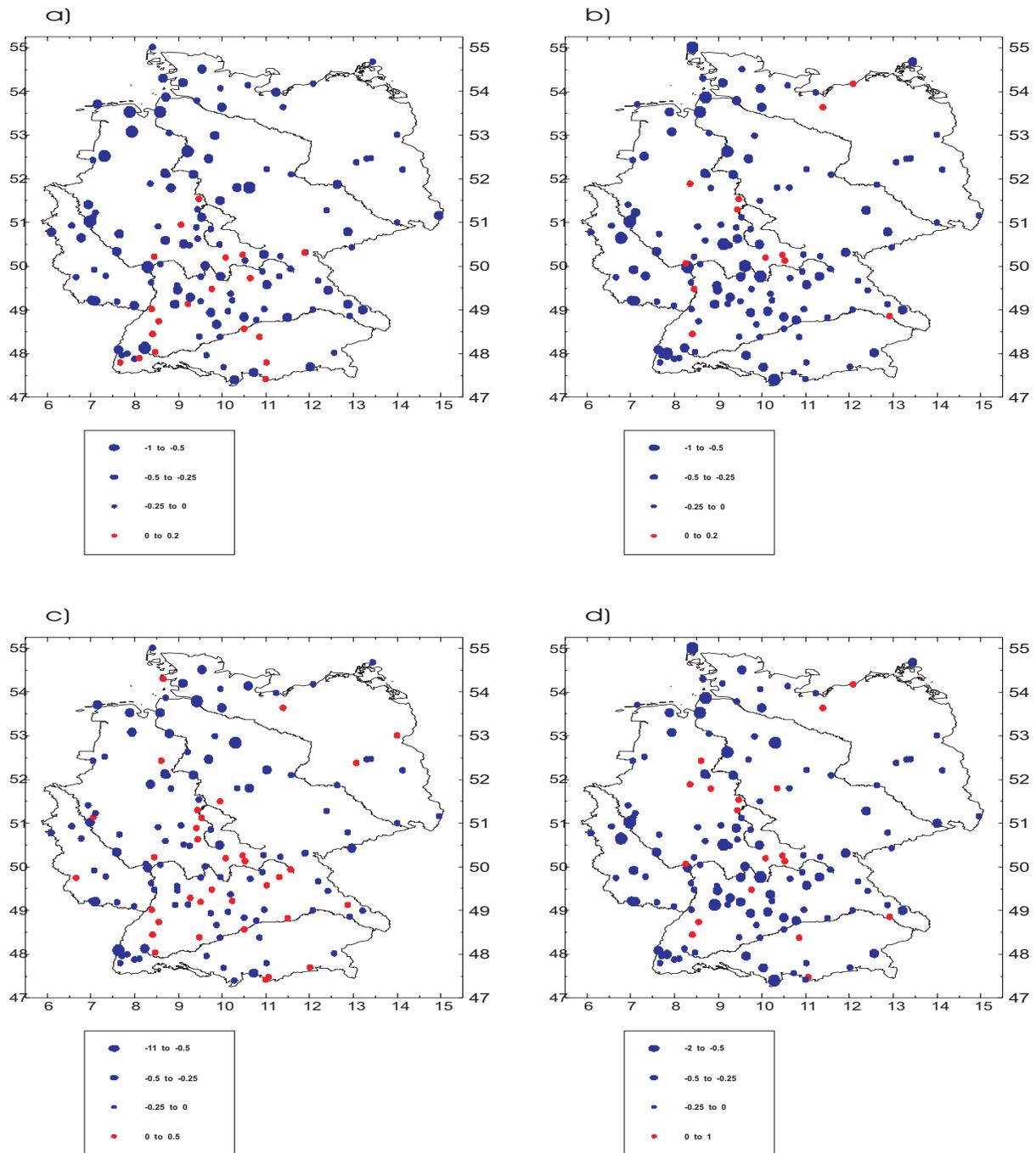


Abbildung A.8: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesminimumtemperatur für die obere 1.5σ -Schranke. a) Empirisch-Theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

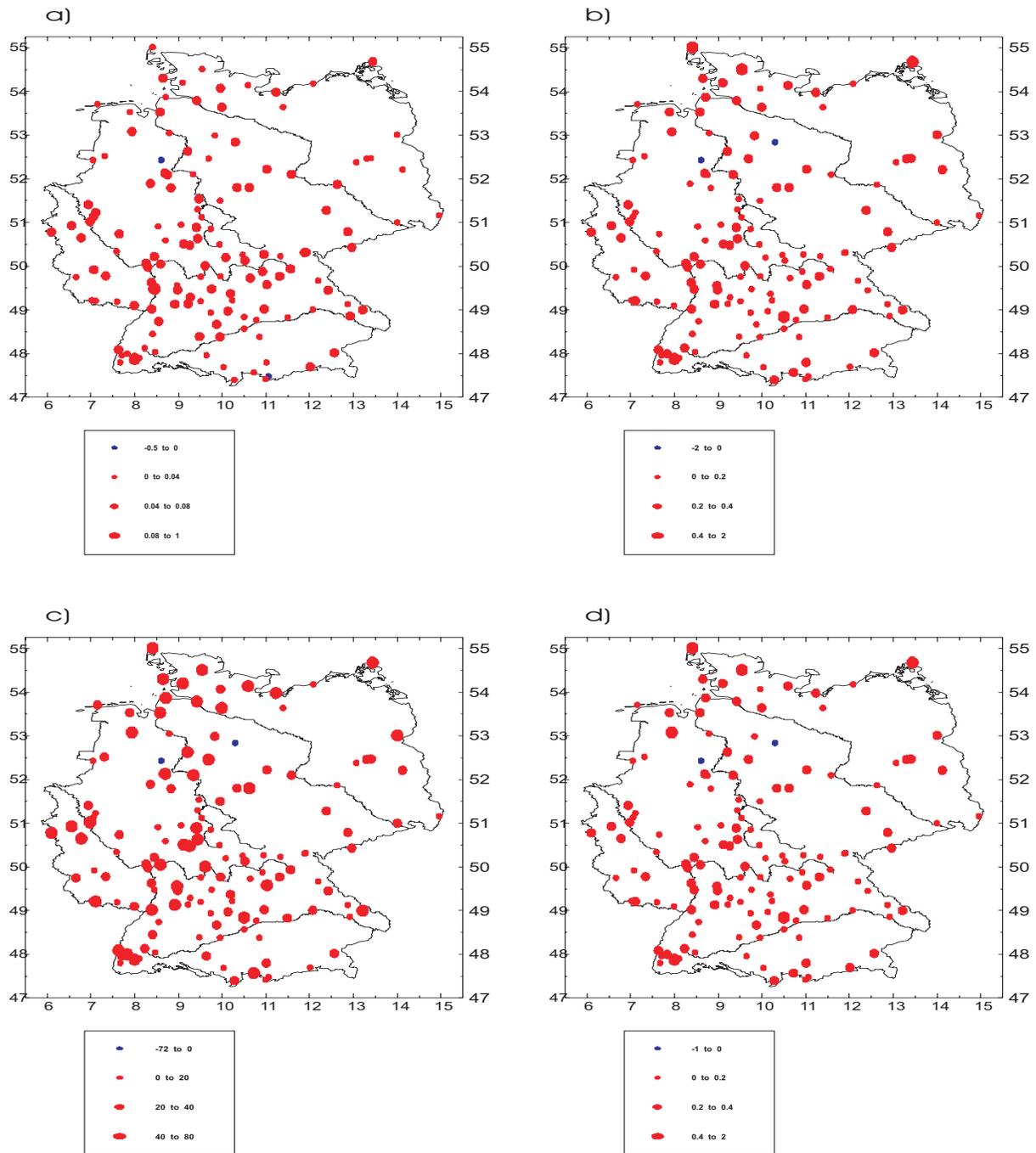


Abbildung A.9: Trend der Wiederkehrzeit für die 50-jährigen Reihen der Tagesminimumtemperatur für die untere -1.5σ -Schranke. a) Empirisch-Theoretische Verteilung, b) Normalverteilung, c) Gumbelverteilung, d) Weibullverteilung.

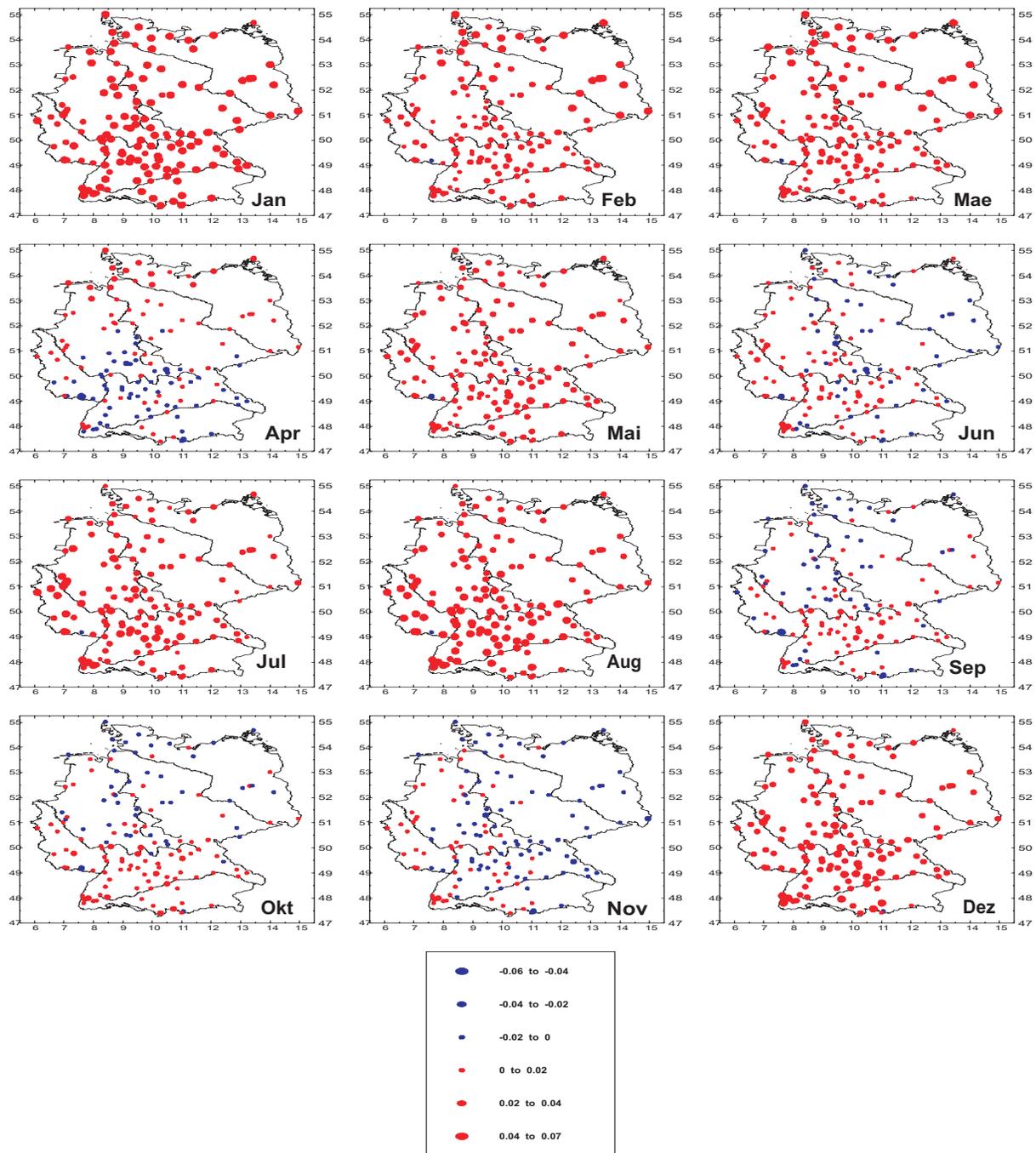


Abbildung A.10: Monatlicher Trend des Lageparameters der angepassten Gumbelverteilung bei Tagesmitteltemperaturen.

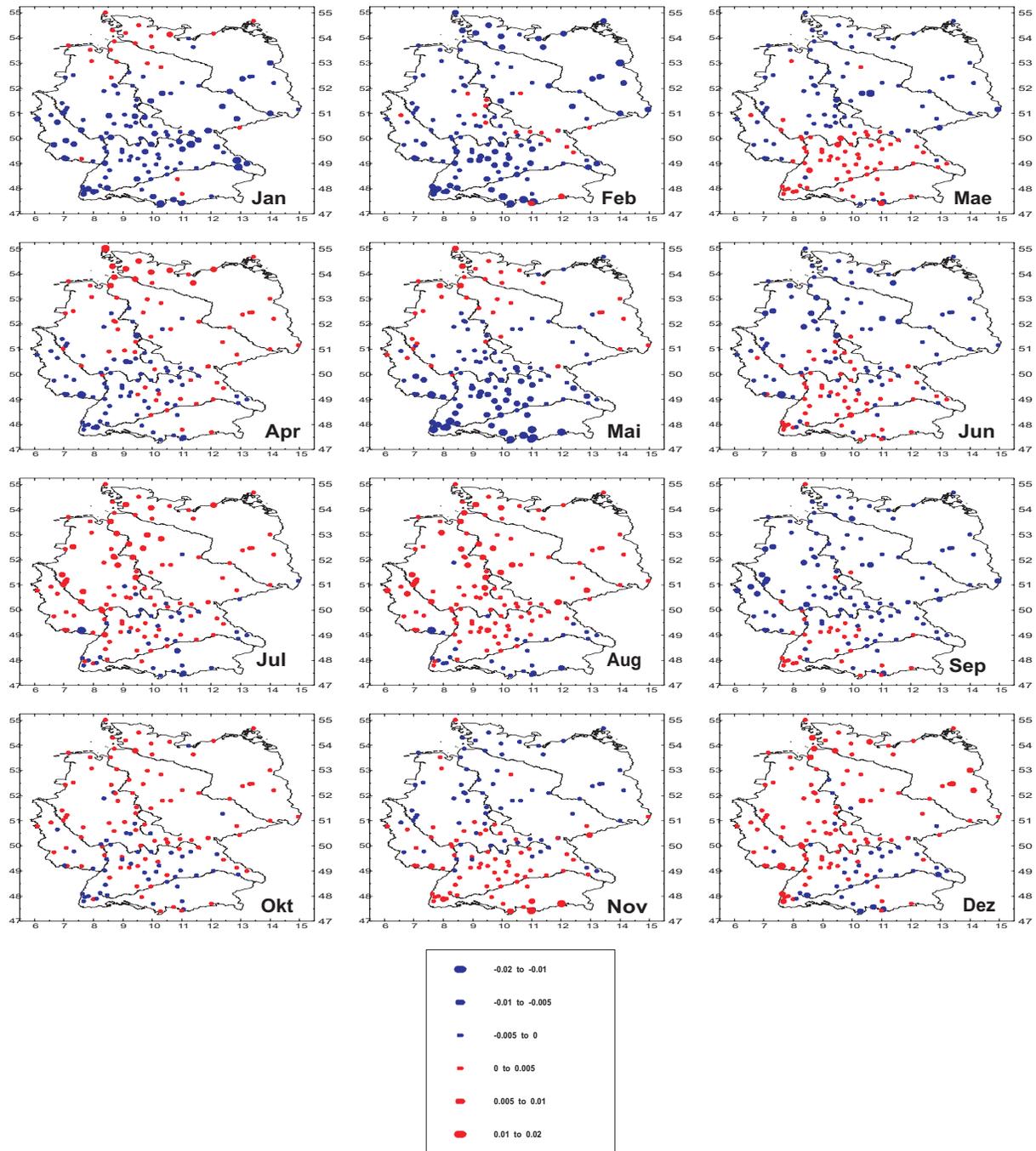


Abbildung A.11: Monatlicher Trend des Streuparameters der angepassten Gumbelverteilung bei Tagesmitteltemperaturen.

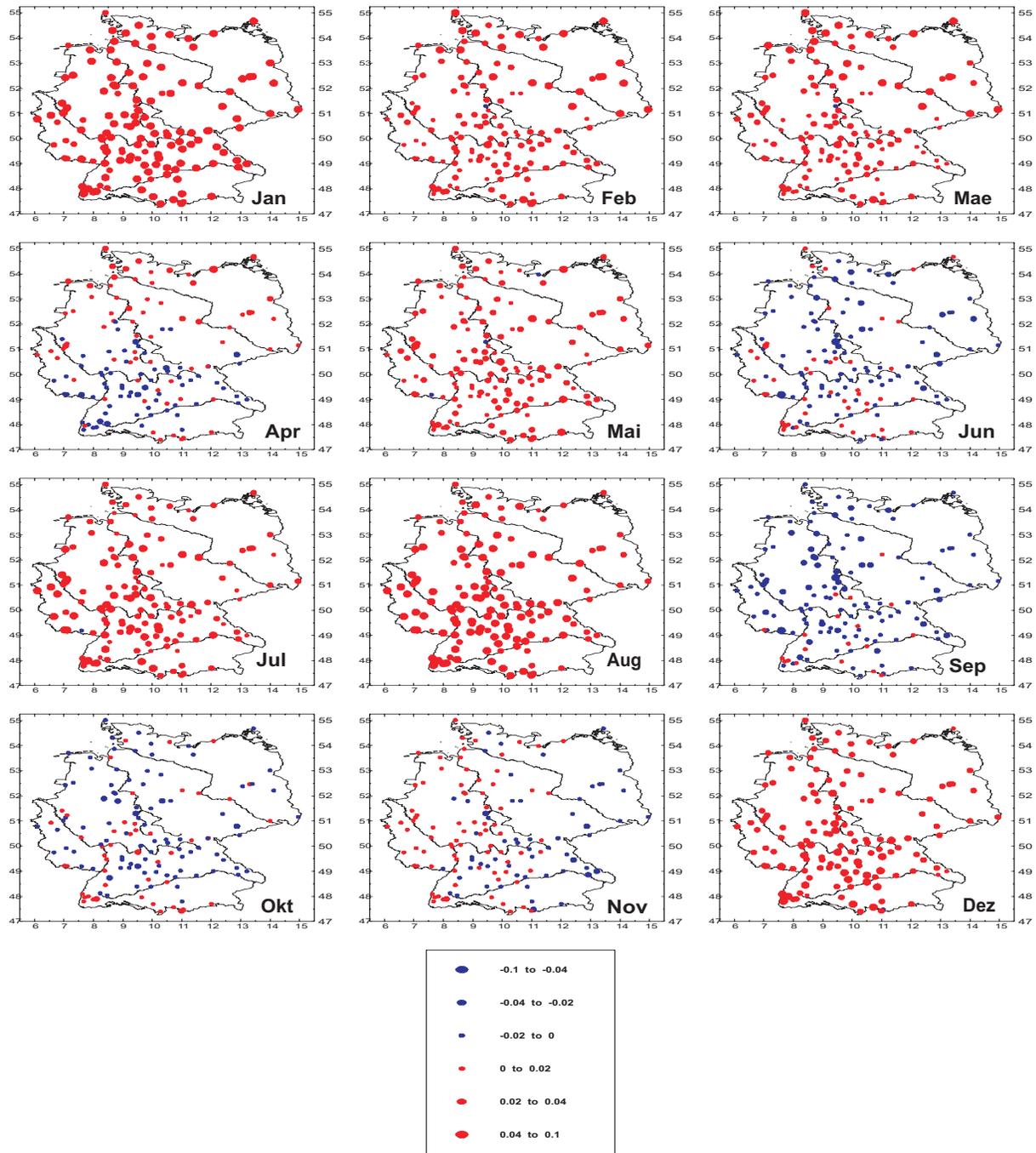


Abbildung A.12: Monatlicher Trend des Lageparameters der angepassten Gumbelverteilung bei Tagesmaximumtemperaturen.

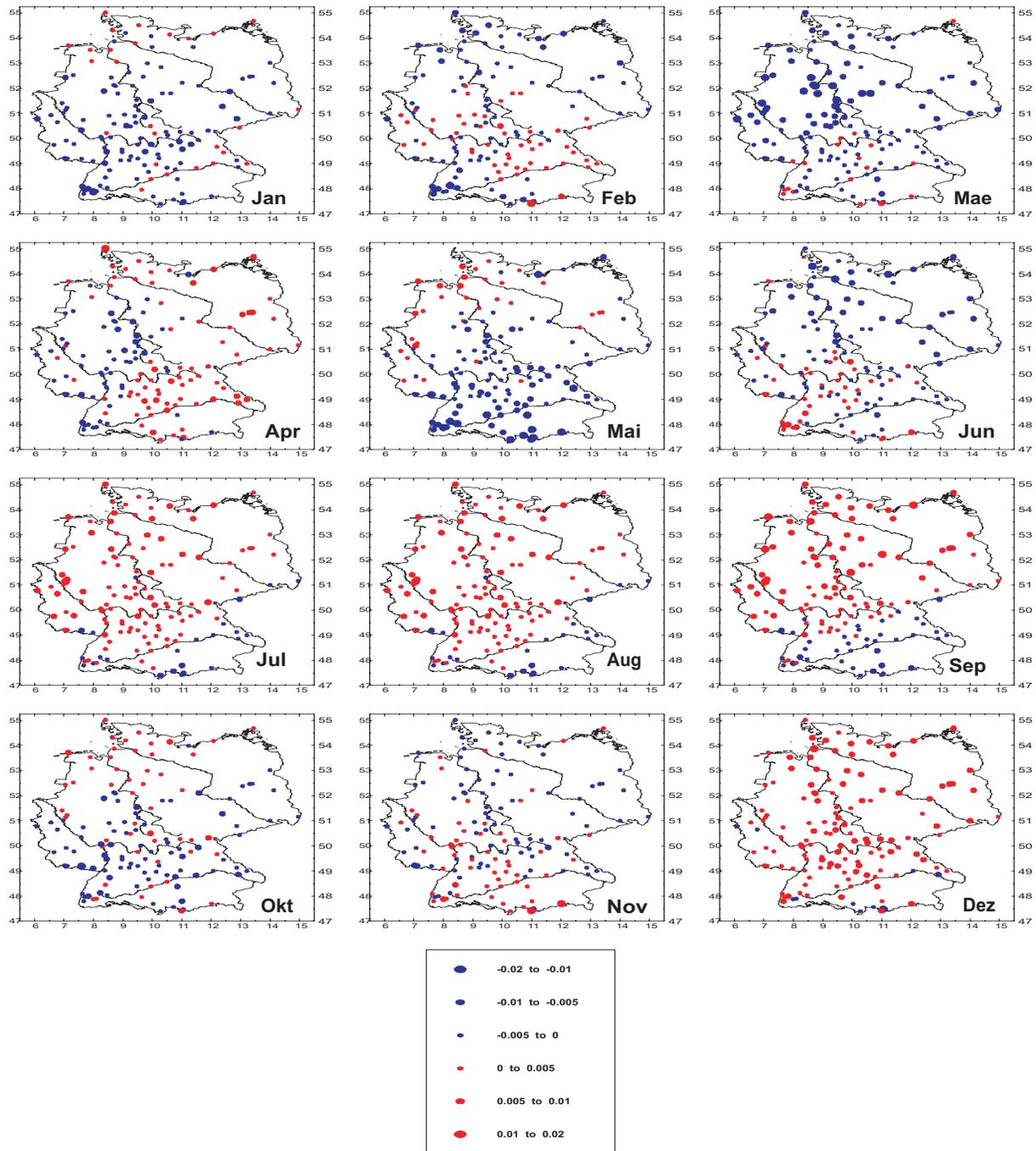


Abbildung A.13: Monatlicher Trend des Streuparameters der angepassten Gumbelverteilung bei Tagesmaximumtemperaturen.

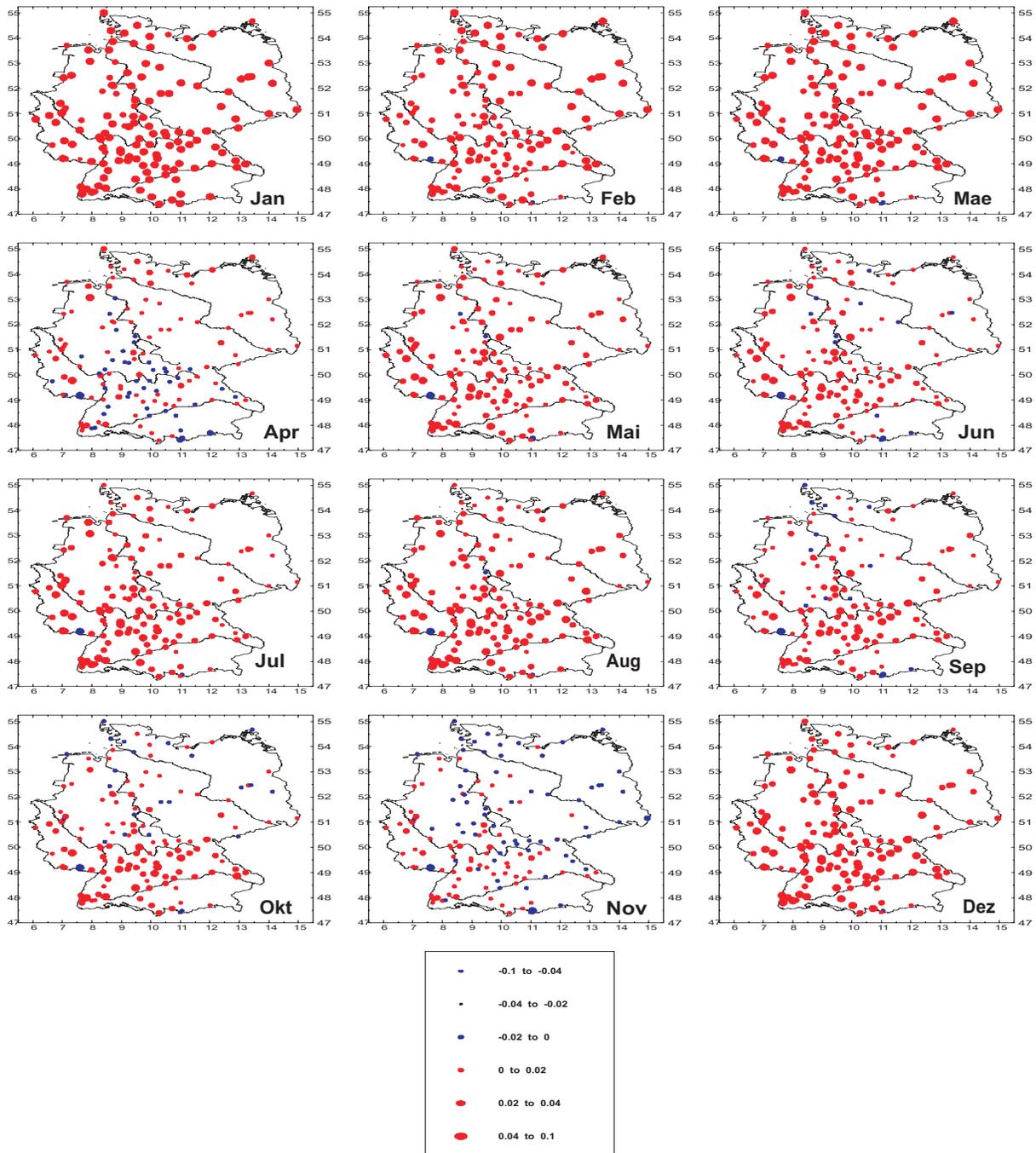


Abbildung A.14: Monatlicher Trend des Lageparameters der angepassten Gumbelverteilung bei Tagesminimumtemperaturen.

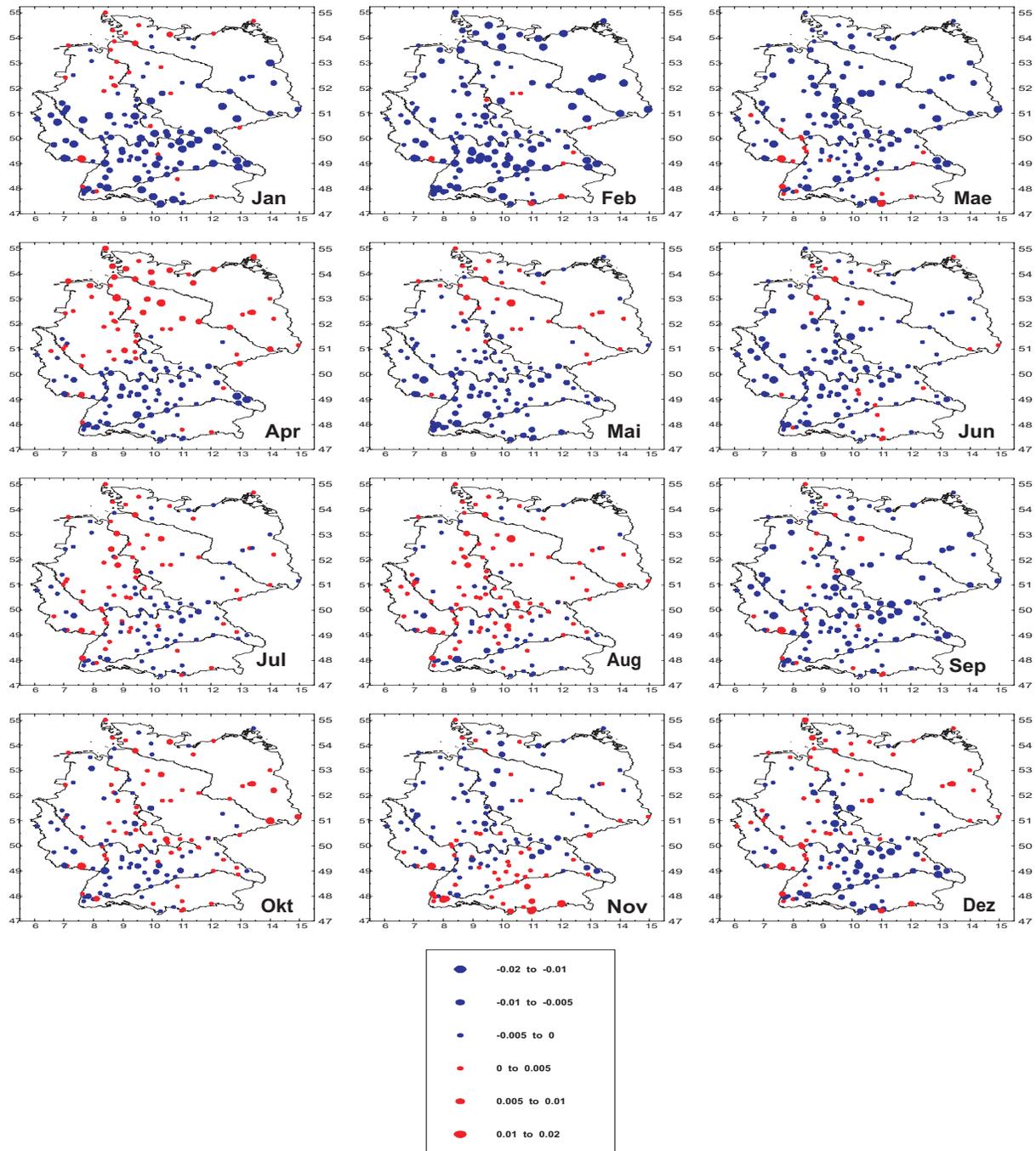


Abbildung A.15: Monatlicher Trend des Streuparameters der angepassten Gumbelverteilung bei Tagesminimumtemperaturen.

Anhang B

Karten und Tabellen zu Teil II

B.1 Temperatur

B.1.1 Monatsmittel der Tagesmitteltemperatur 1901 - 2000

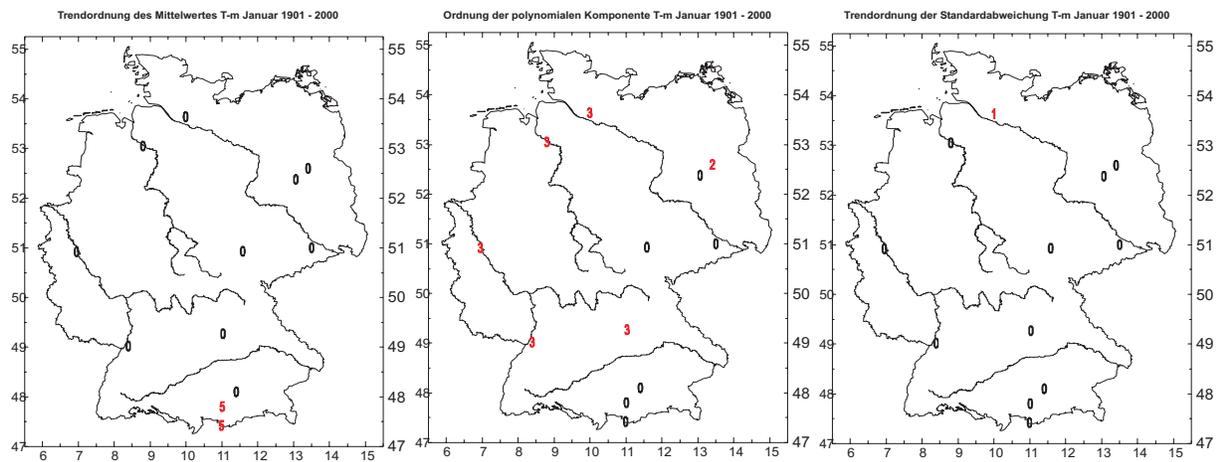


Abbildung B.1: Trendordnung des Mittelwertes (links), Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes (Mitte) und Trendordnung der Standardabweichung (rechts) der Januarmittel der Tagesmitteltemperatur 1901 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

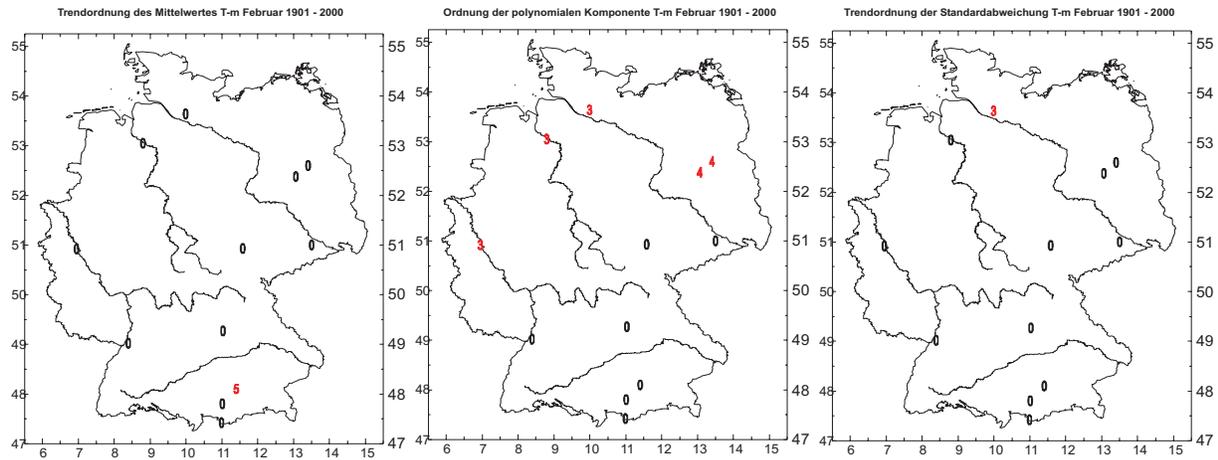


Abbildung B.2: Wie Abb. B.1, nur Februardaten der Tagesmitteltemperatur.

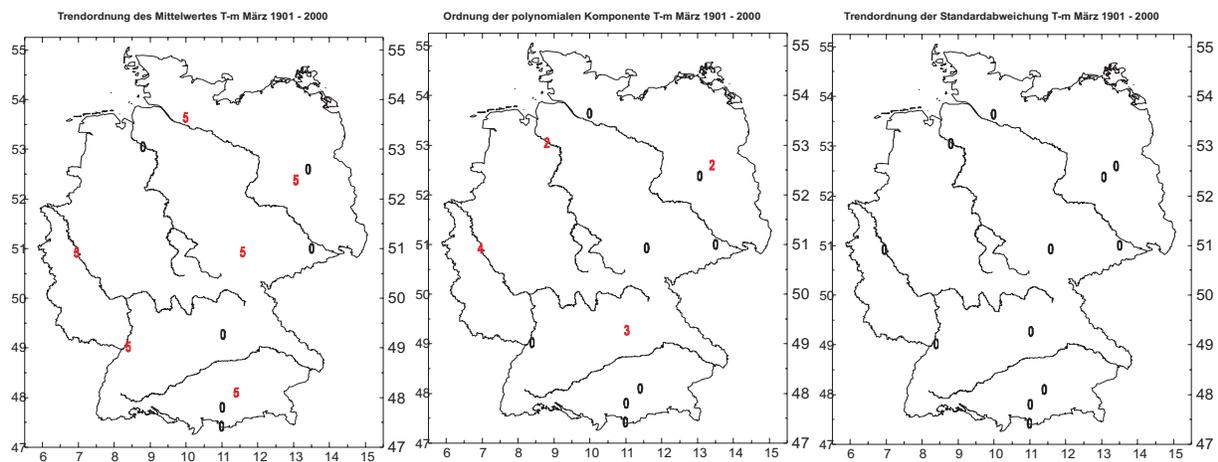


Abbildung B.3: Wie Abb. B.1, nur Märzdaten der Tagesmitteltemperatur.

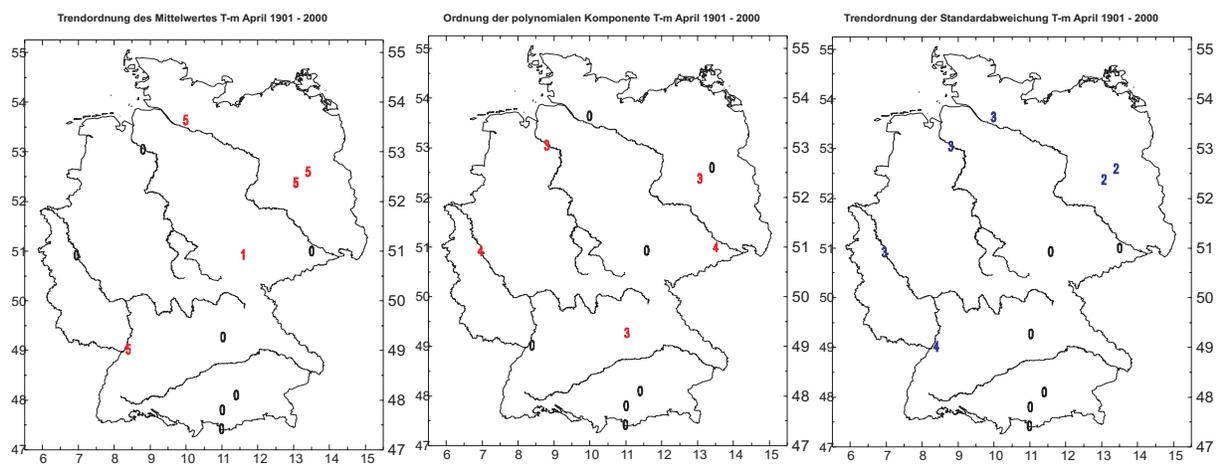


Abbildung B.4: Wie Abb. B.1, nur Aprildaten der Tagesmitteltemperatur.

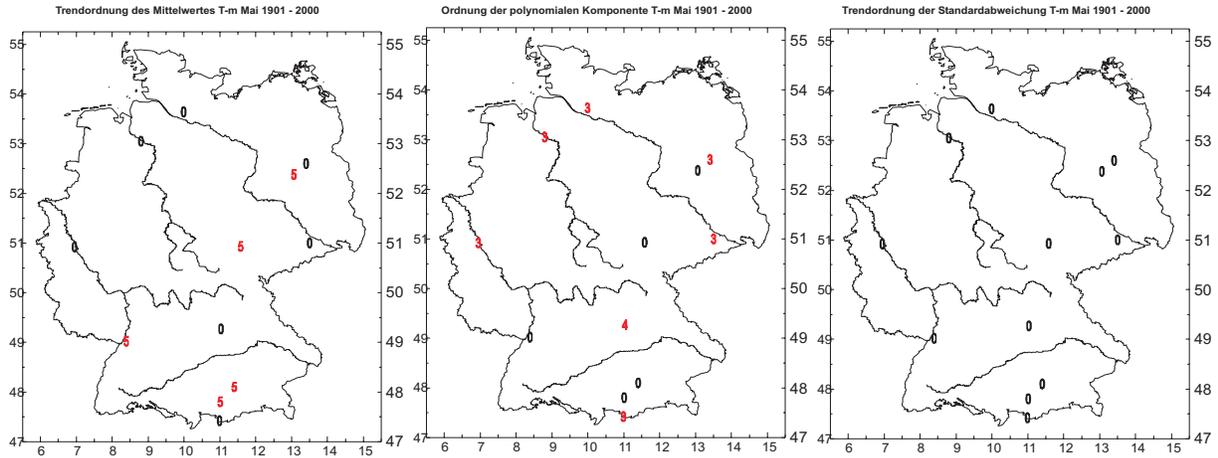


Abbildung B.5: Wie Abb. B.1, nur Maimittel der Tagesmitteltemperatur.

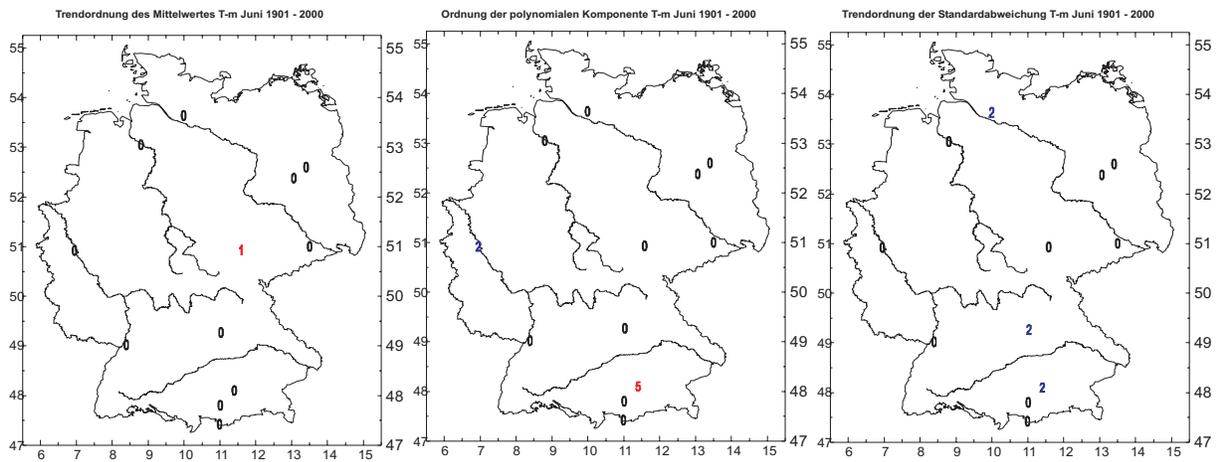


Abbildung B.6: Wie Abb. B.1, nur Junimittel der Tagesmitteltemperatur.

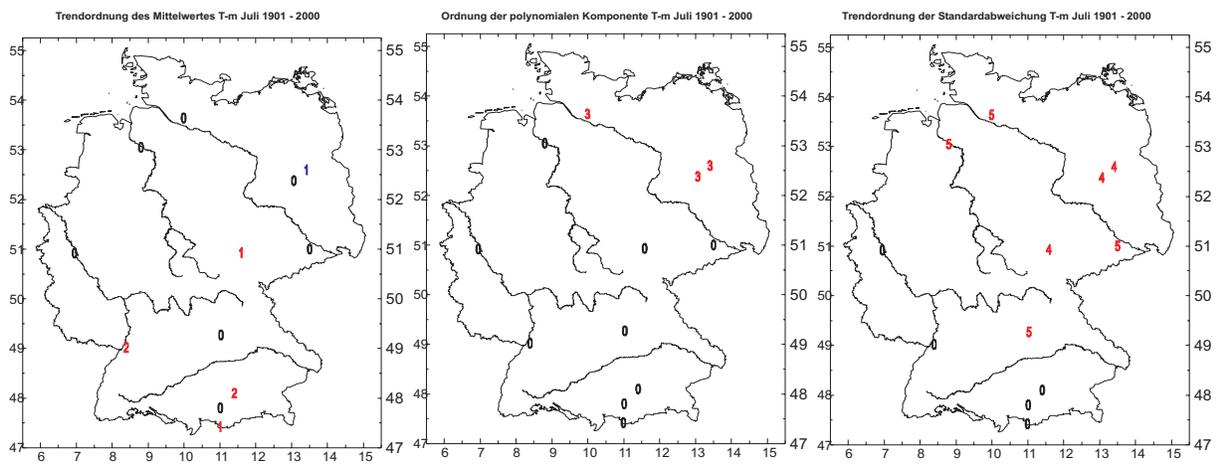


Abbildung B.7: Wie Abb. B.1, nur Julimittel der Tagesmitteltemperatur.

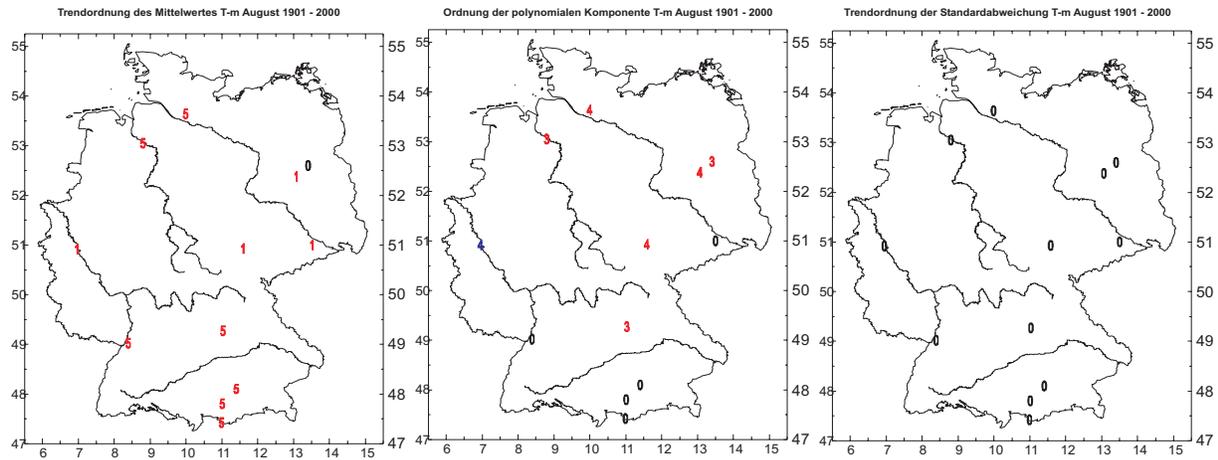


Abbildung B.8: Wie Abb. B.1, nur Augustmittel der Tagesmitteltemperatur.

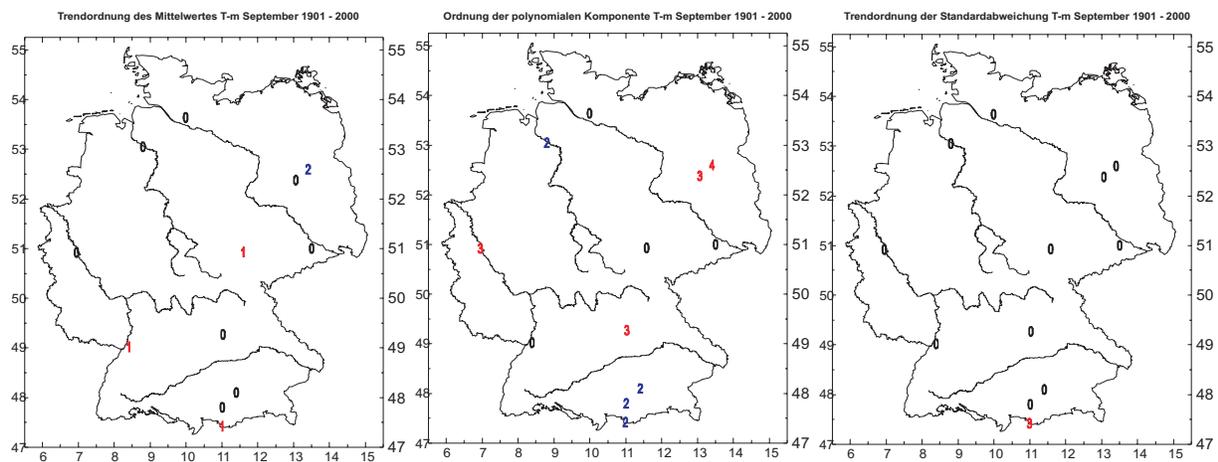


Abbildung B.9: Wie Abb. B.1, nur Septembermittel der Tagesmitteltemperatur.

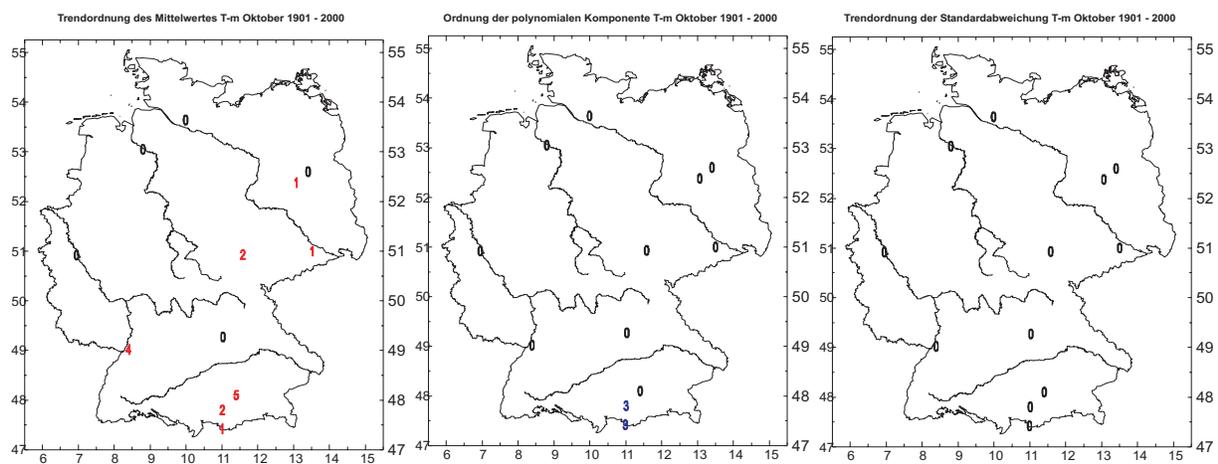


Abbildung B.10: Wie Abb. B.1, nur Oktobermittel der Tagesmitteltemperatur.

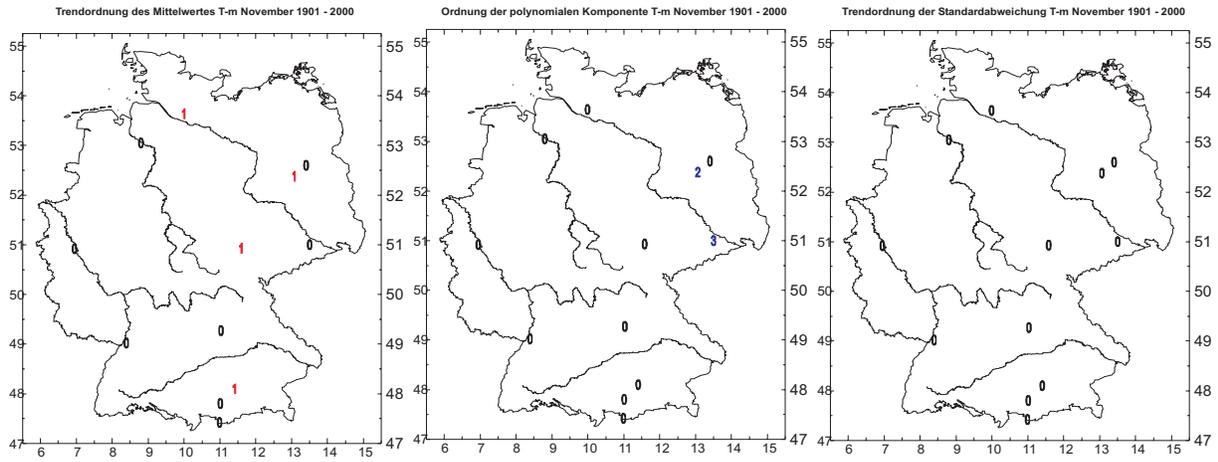


Abbildung B.11: Wie Abb. B.1, nur Novembermittel der Tagesmitteltemperatur.

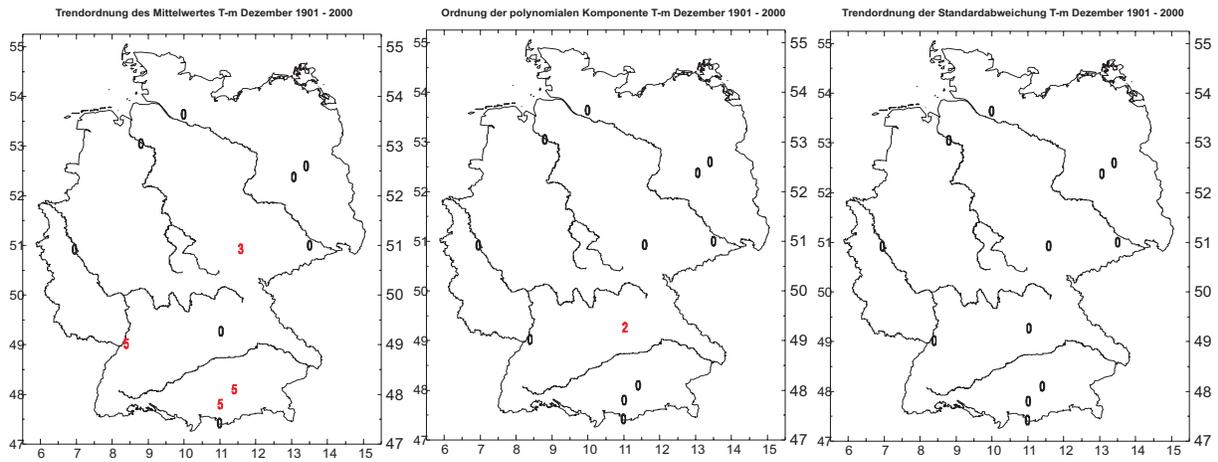


Abbildung B.12: Wie Abb. B.1, nur Dezembermittel der Tagesmitteltemperatur.

B.1.2 Monatsmittel der Maximumtemperatur 1901 - 2000

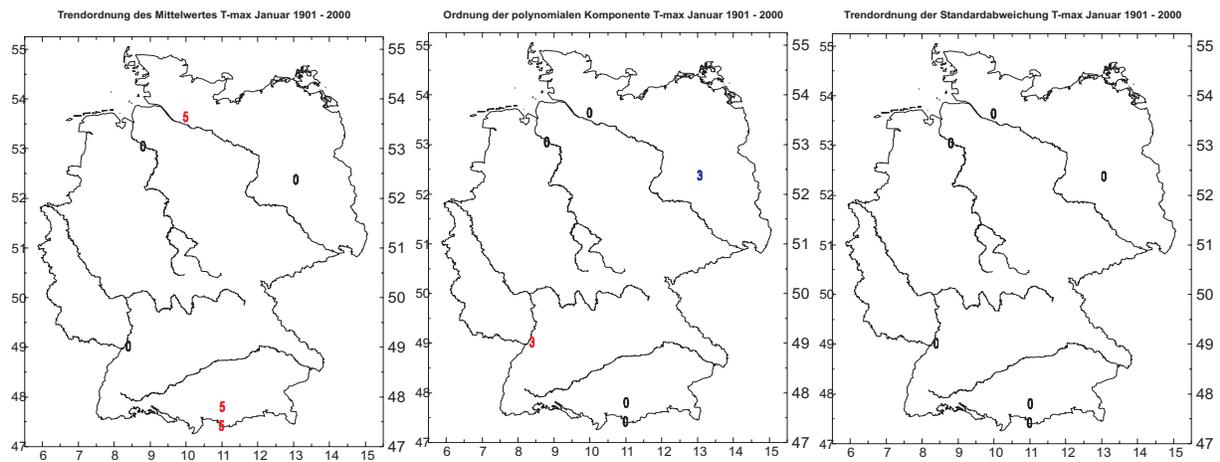


Abbildung B.13: Trendordnung des Mittelwertes (links), Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes (Mitte) und Trendordnung der Standardabweichung (rechts) der Januarmittel der Tagesmaximumtemperatur 1901 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

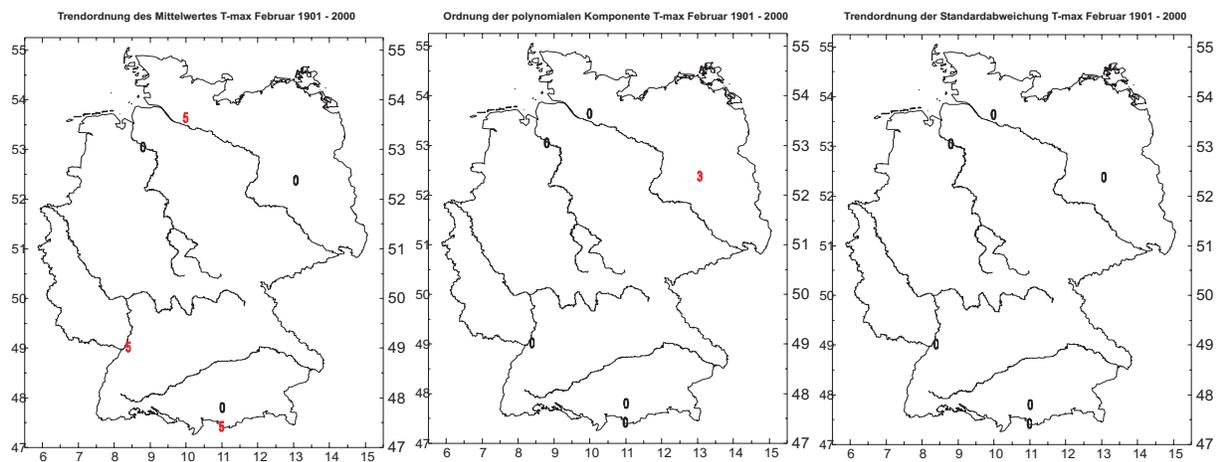


Abbildung B.14: Wie Abb. B.13, nur Februarmittel der Tagesmaximumtemperatur.

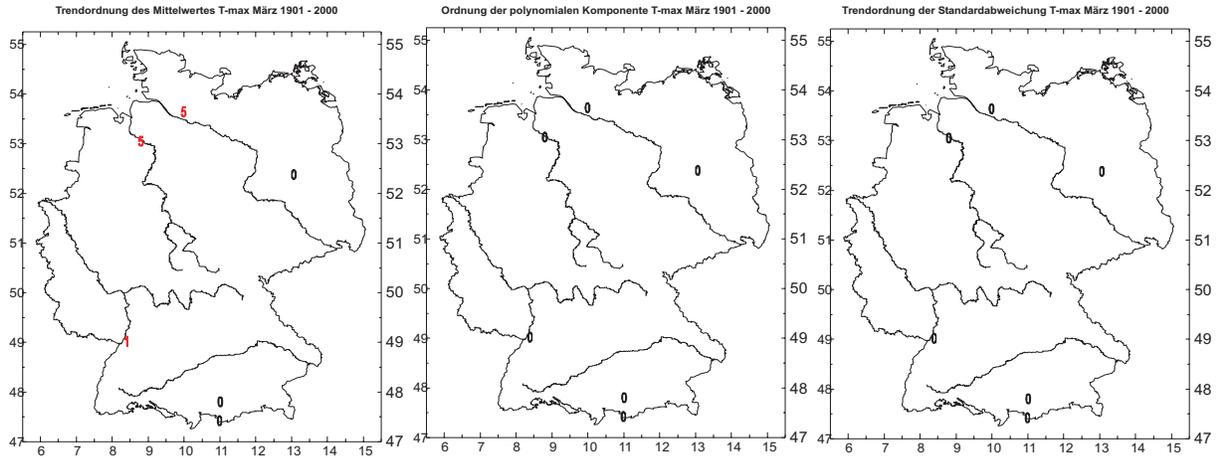


Abbildung B.15: Wie Abb. B.13, nur Märzmittel der Tagesmaximumtemperatur.

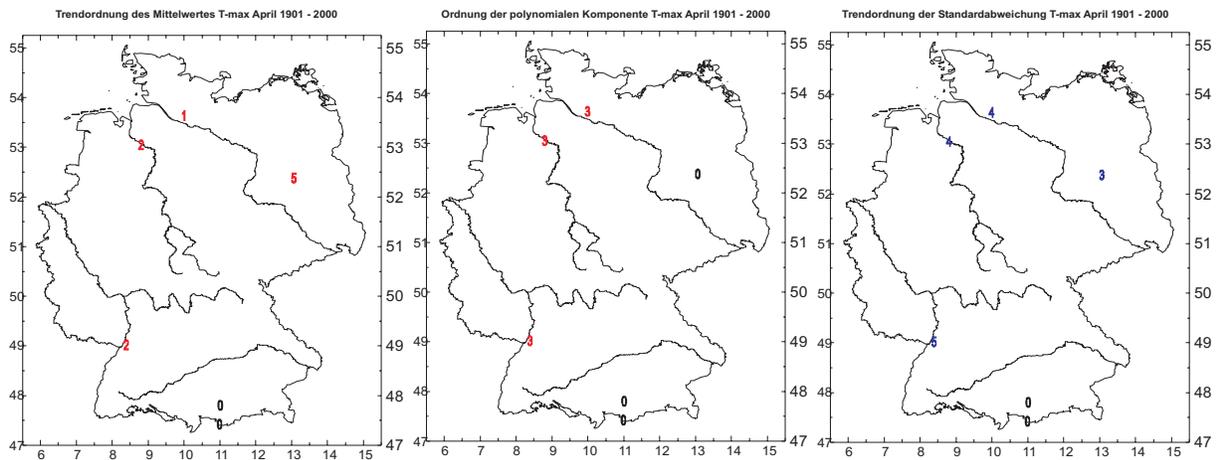


Abbildung B.16: Wie Abb. B.13, nur Aprilmittel der Tagesmaximumtemperatur.

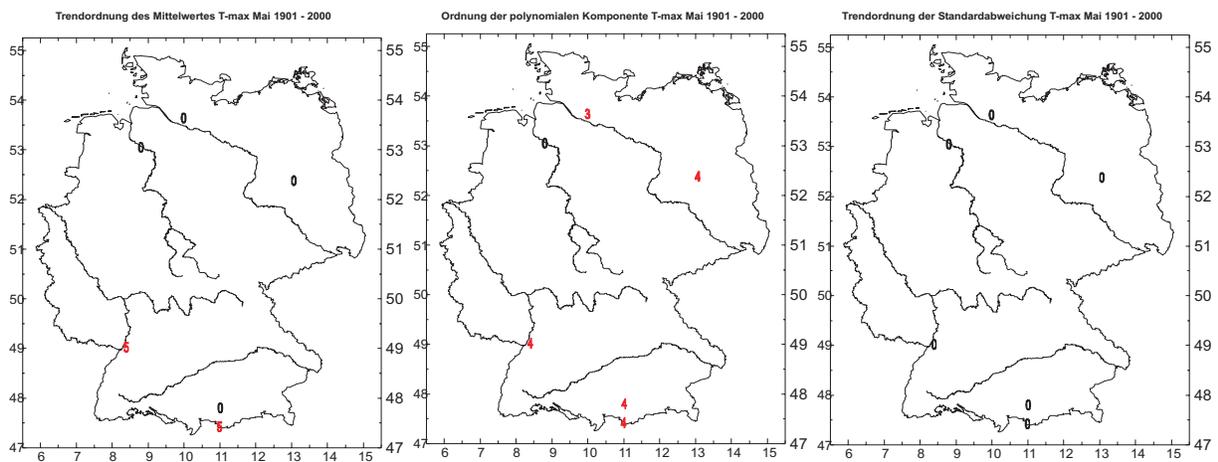


Abbildung B.17: Wie Abb. B.13, nur Maimittel der Tagesmaximumtemperatur.

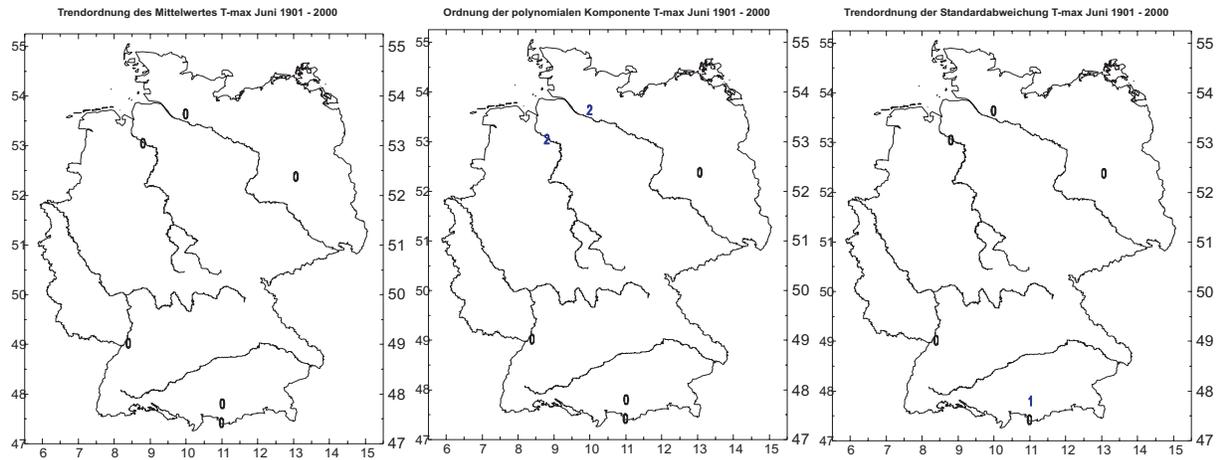


Abbildung B.18: Wie Abb. B.13, nur Junimittel der Tagesmaximumtemperatur.

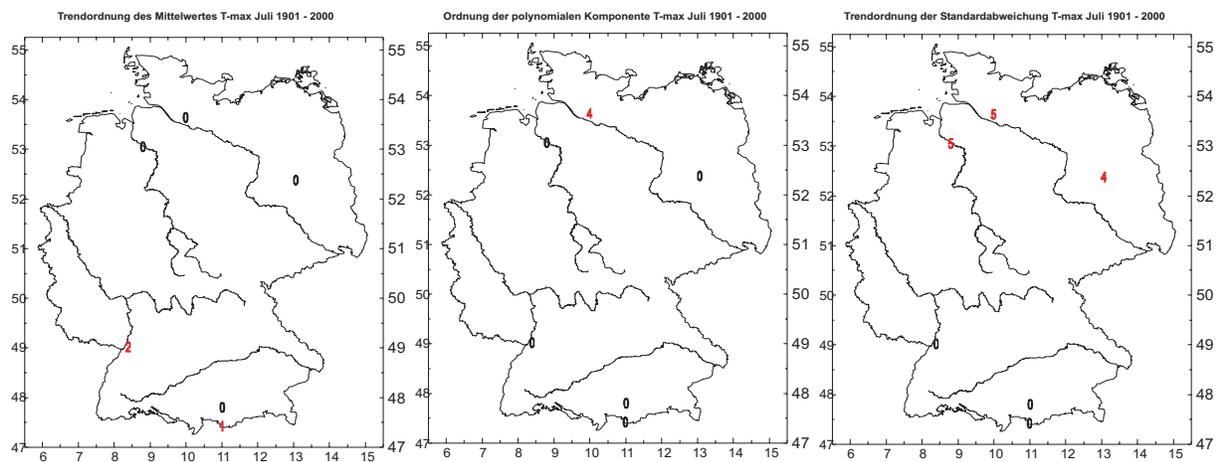


Abbildung B.19: Wie Abb. B.13, nur Julimittel der Tagesmaximumtemperatur.

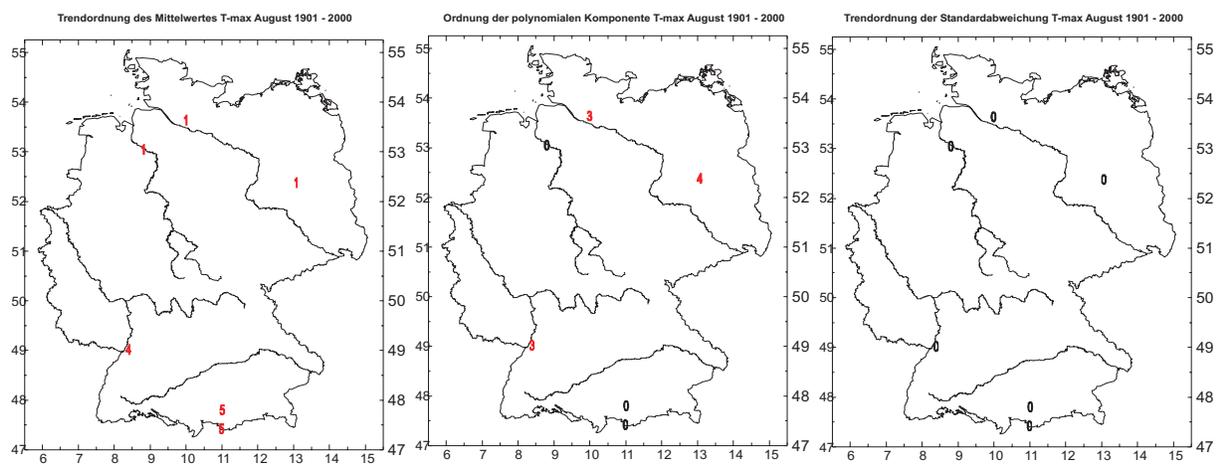


Abbildung B.20: Wie Abb. B.13, nur Augustmittel der Tagesmaximumtemperatur.

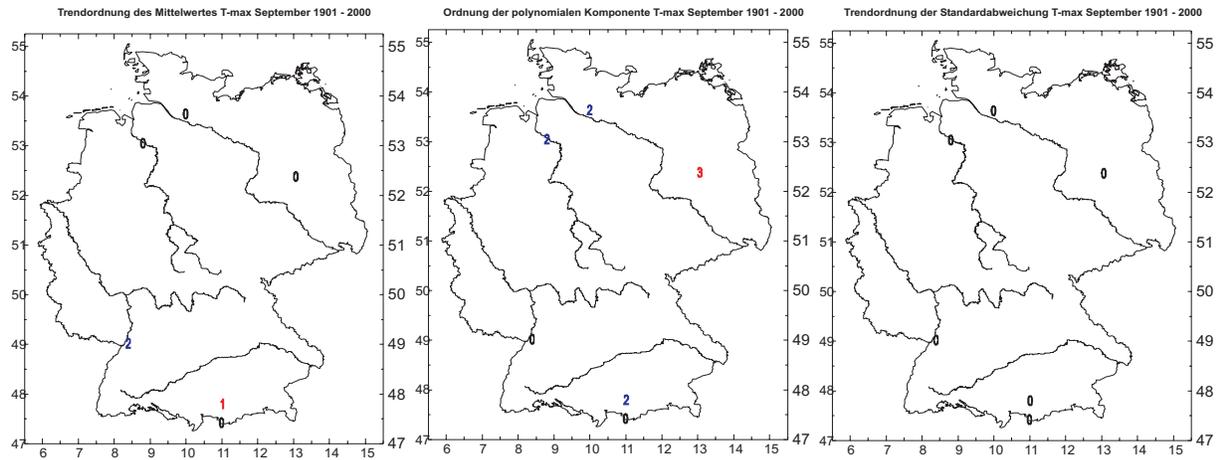


Abbildung B.21: Wie Abb. B.13, nur Septemberrmittel der Tagesmaximumtemperatur.

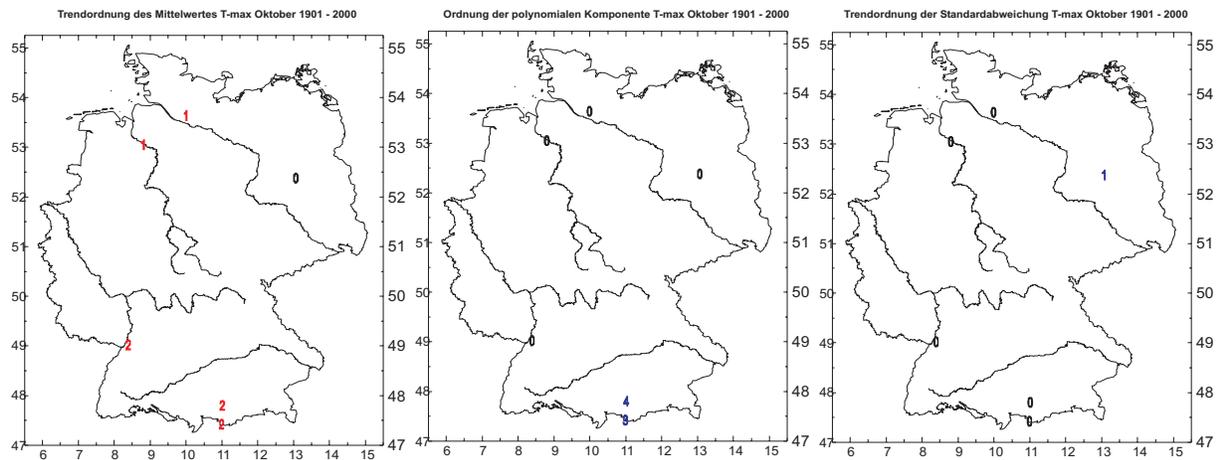


Abbildung B.22: Wie Abb. B.13, nur Oktoberrmittel der Tagesmaximumtemperatur.

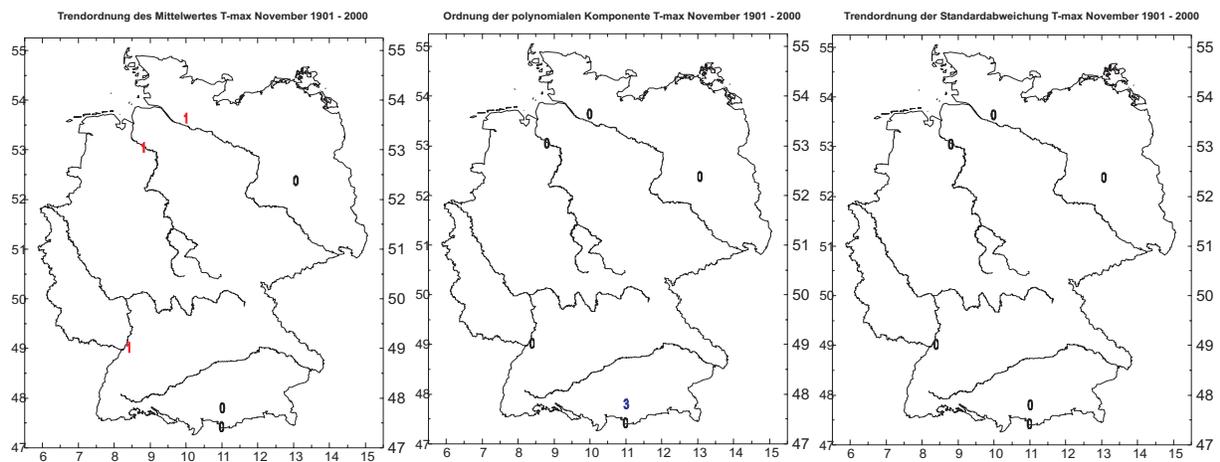


Abbildung B.23: Wie Abb. B.13, nur Novemberrmittel der Tagesmaximumtemperatur.

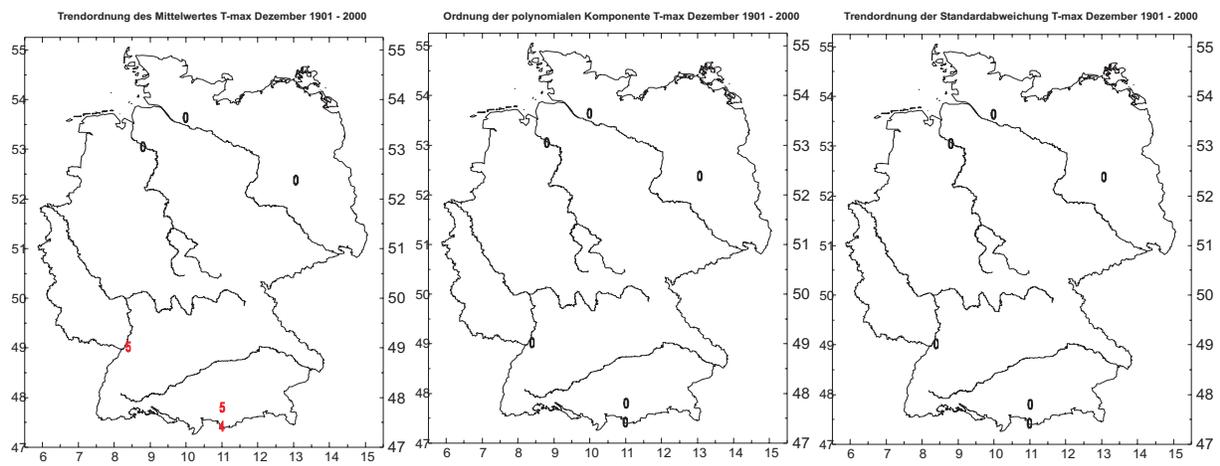


Abbildung B.24: Wie Abb. B.13, nur Dezembermittel der Tagesmaximumtemperatur.

B.1.3 Monatsmittel der Minimumtemperatur 1901 - 2000

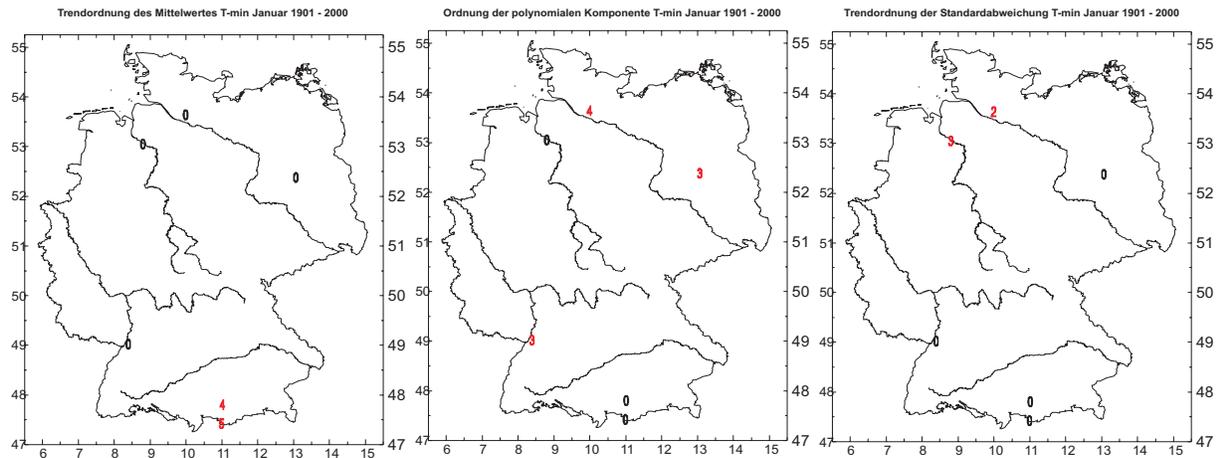


Abbildung B.25: Trendordnung des Mittelwertes (links), Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes (Mitte) und Trendordnung der Standardabweichung (rechts) der Januarmittel der Tagesminimumtemperatur 1901 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

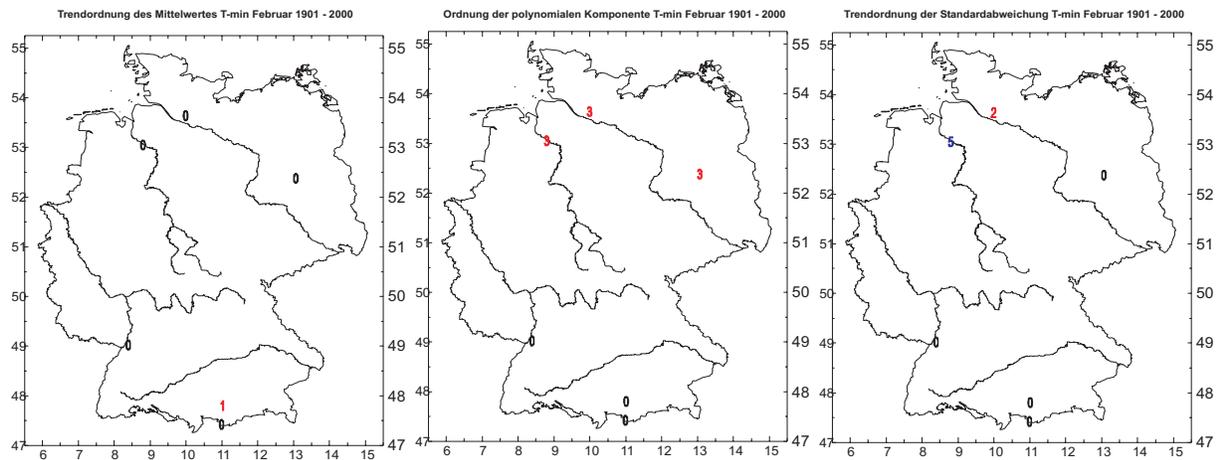


Abbildung B.26: Wie Abb. B.25, nur Februarmittel der Tagesminimumtemperatur.

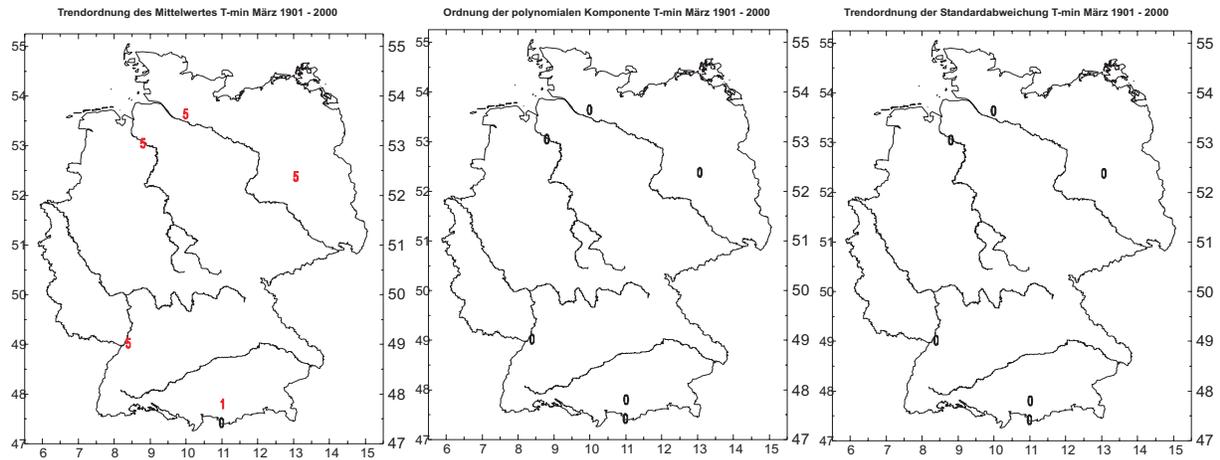


Abbildung B.27: Wie Abb. B.25, nur Märzmittel der Tagesminimumtemperatur.

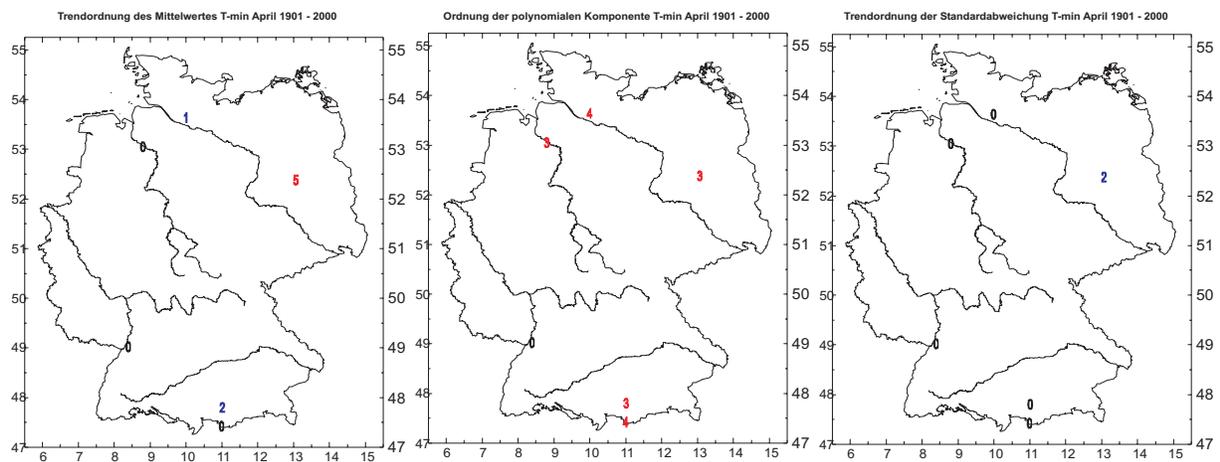


Abbildung B.28: Wie Abb. B.25, nur Aprilmittel der Tagesminimumtemperatur.

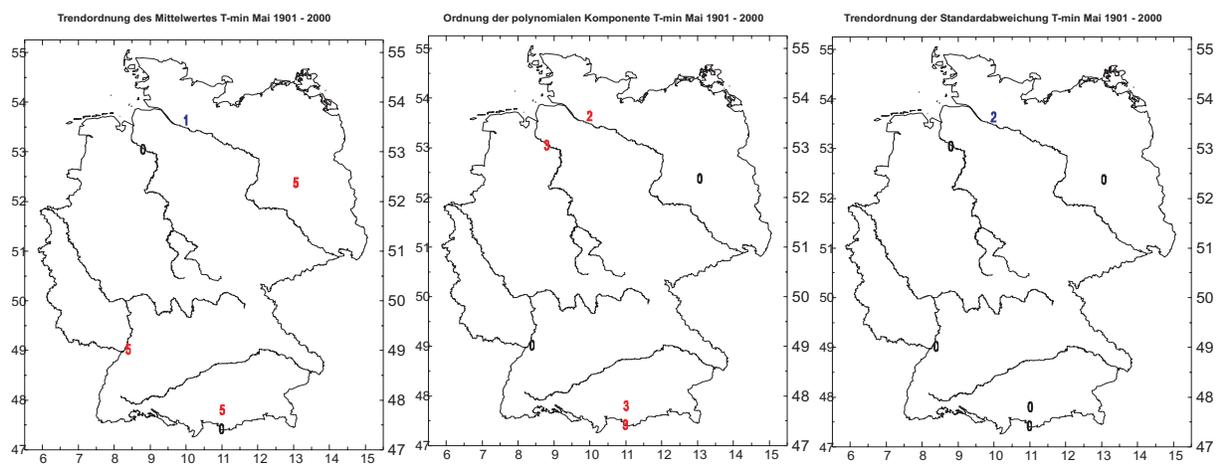


Abbildung B.29: Wie Abb. B.25, nur Maimittel der Tagesminimumtemperatur.

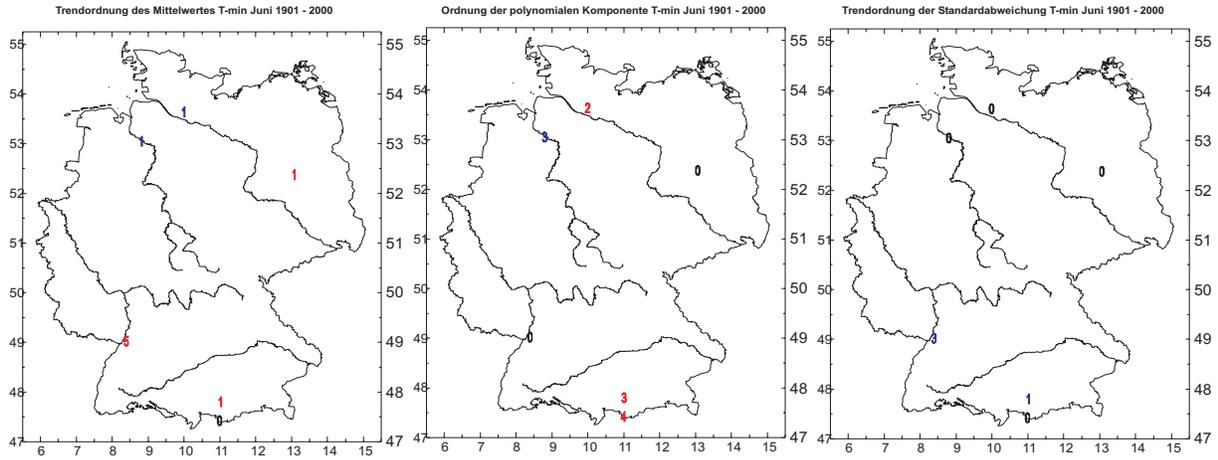


Abbildung B.30: Wie Abb. B.25, nur Junimittel der Tagesminimumtemperatur.

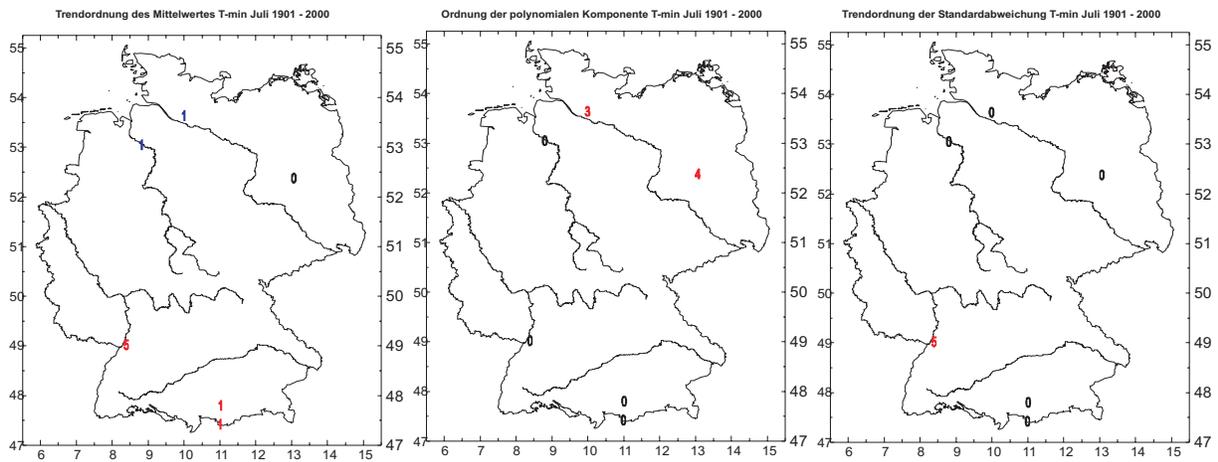


Abbildung B.31: Wie Abb. B.25, nur Julimittel der Tagesminimumtemperatur.

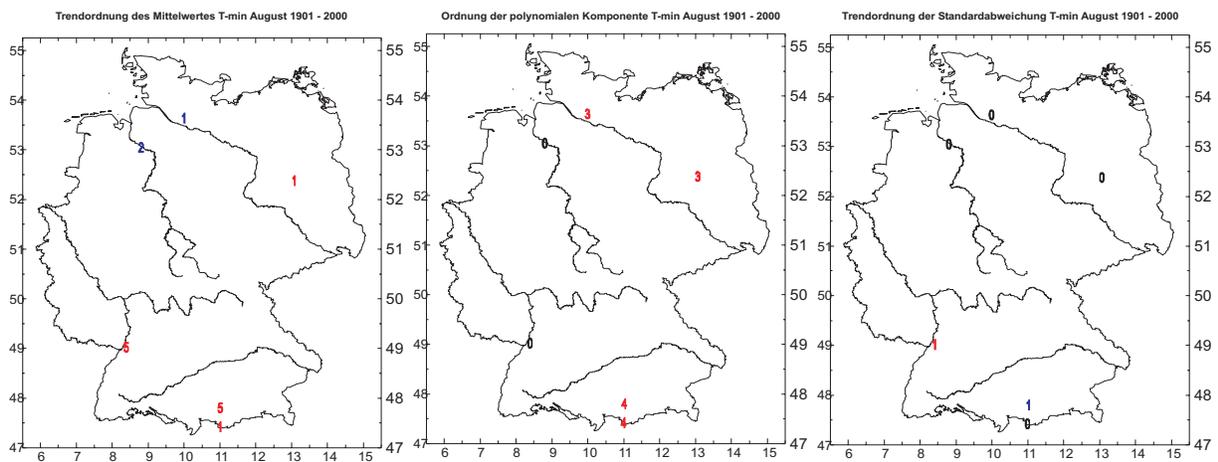


Abbildung B.32: Wie Abb. B.25, nur Augustmittel der Tagesminimumtemperatur.

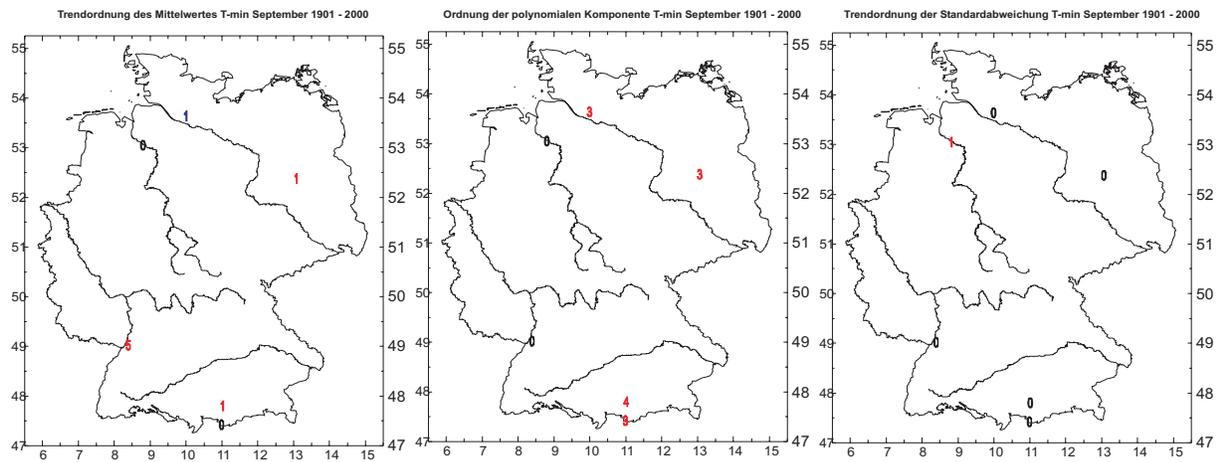


Abbildung B.33: Wie Abb. B.25, nur Septembermittel der Tagesminimumtemperatur.

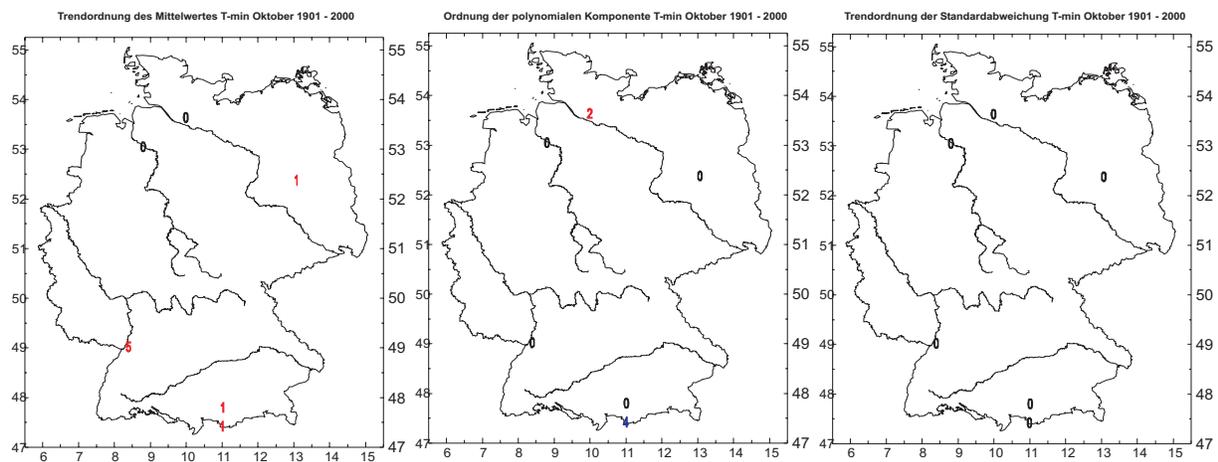


Abbildung B.34: Wie Abb. B.25, nur Oktobermittel der Tagesminimumtemperatur.

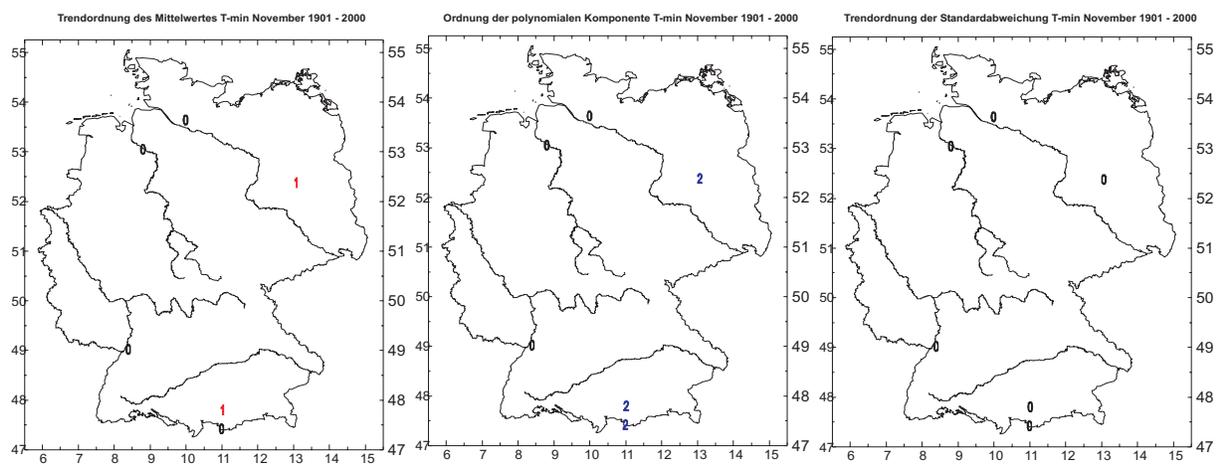


Abbildung B.35: Wie Abb. B.25, nur Novembermittel der Tagesminimumtemperatur.

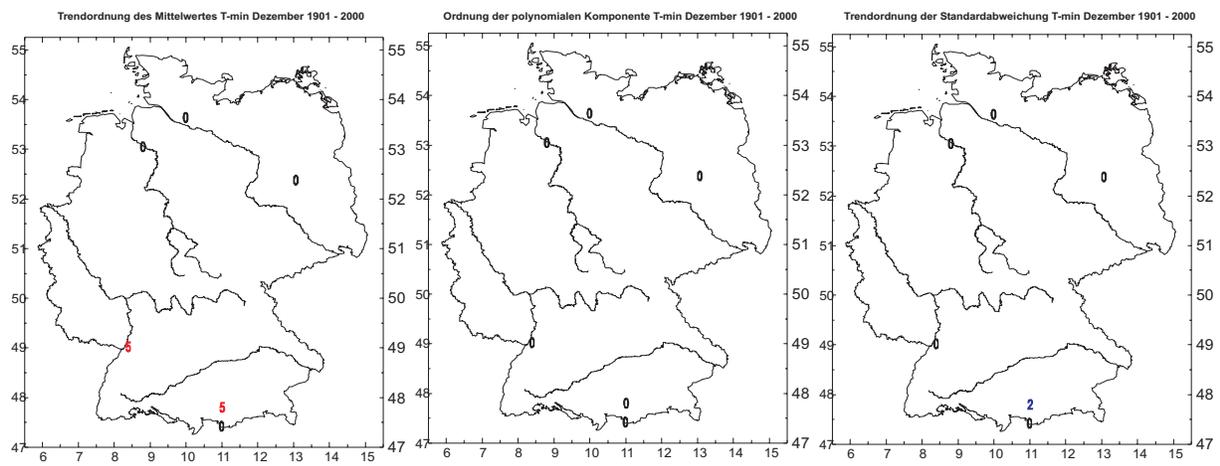


Abbildung B.36: Wie Abb. B.25, nur Dezembermittel der Tagesminimumtemperatur.

B.1.4 Saisonale Mittel der Tagesmitteltemperatur 1901 - 2000

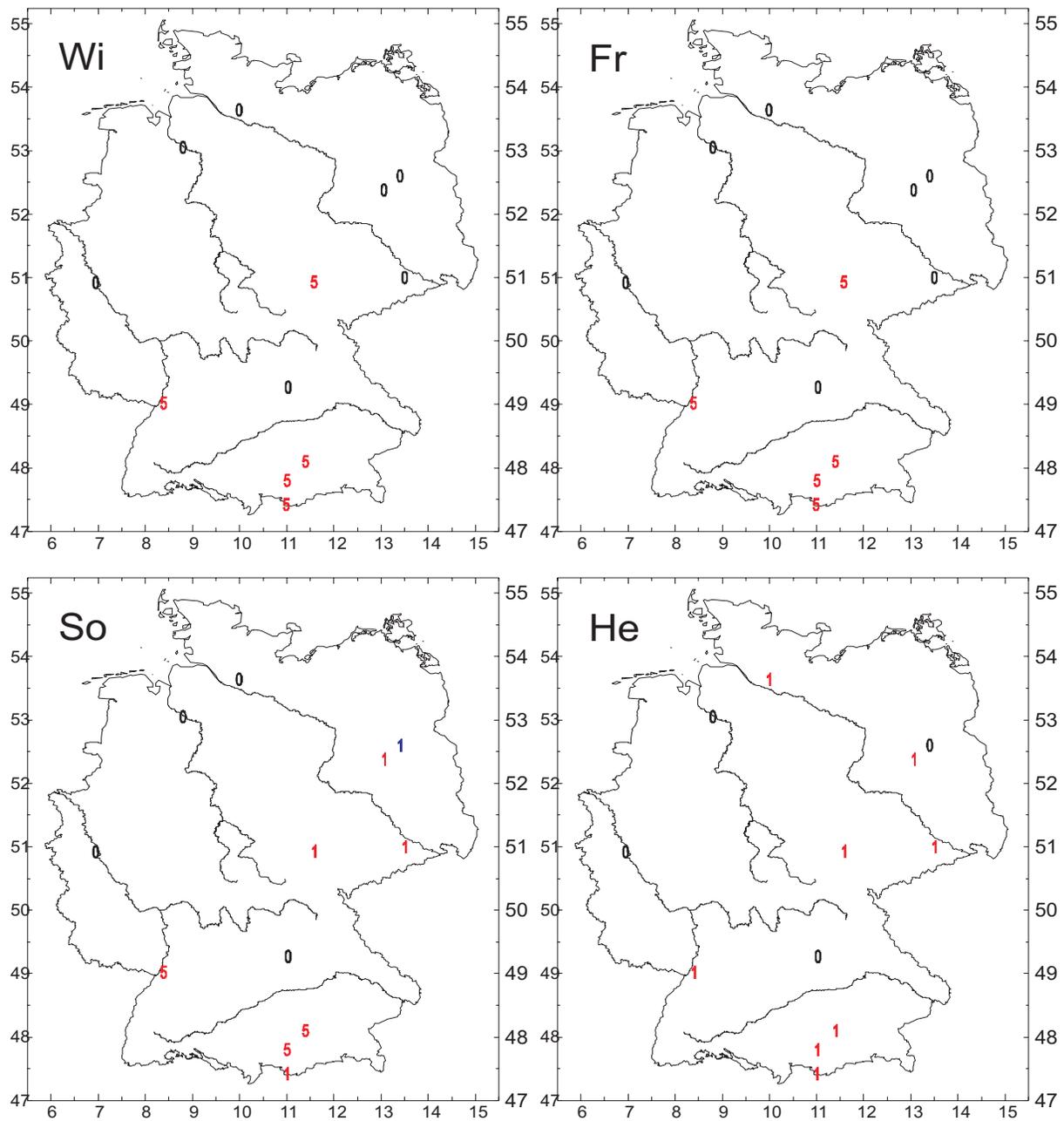


Abbildung B.37: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmitteltemperatur 1901 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

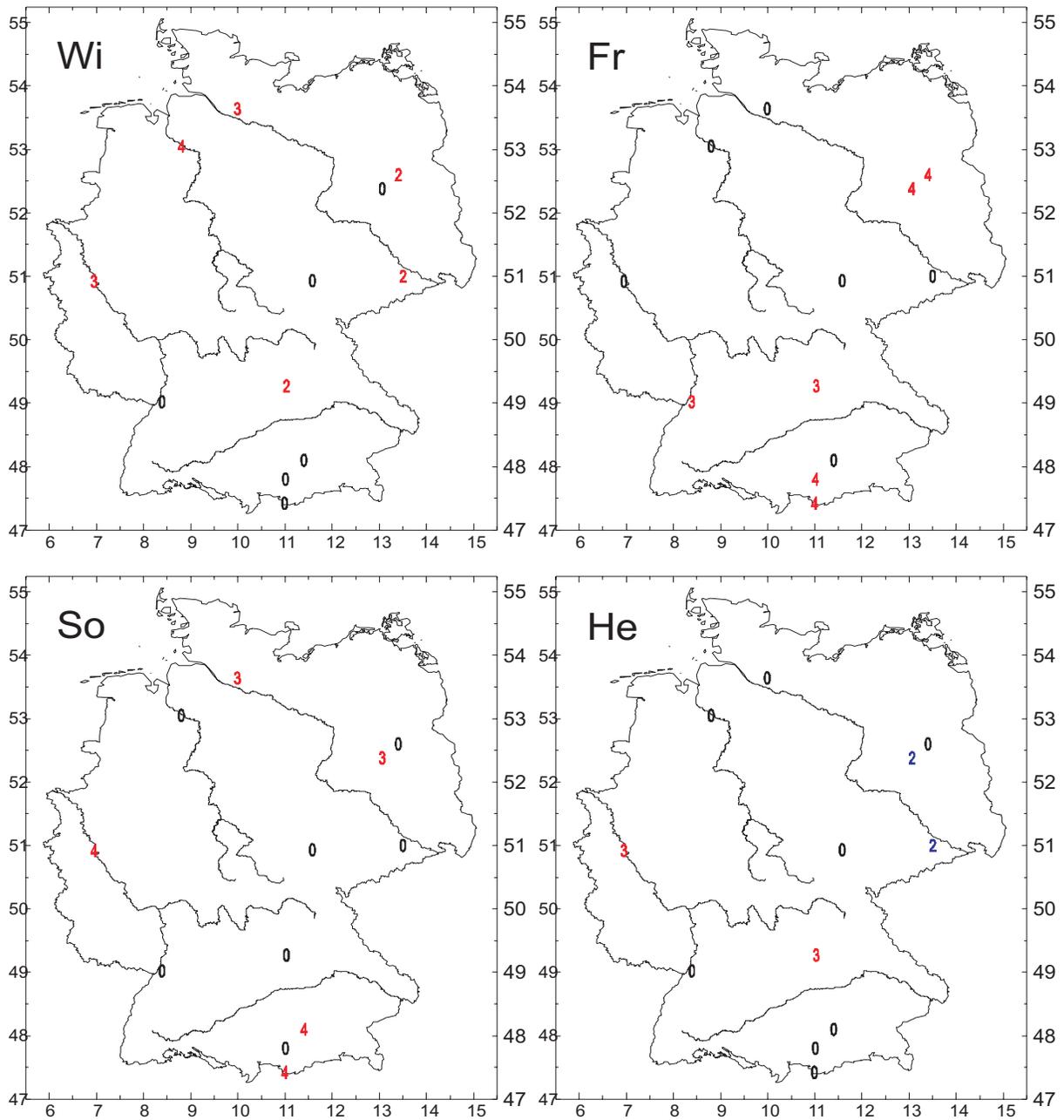


Abbildung B.38: Ordnung der ploynomialen Komponente des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmitteltemperatur 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

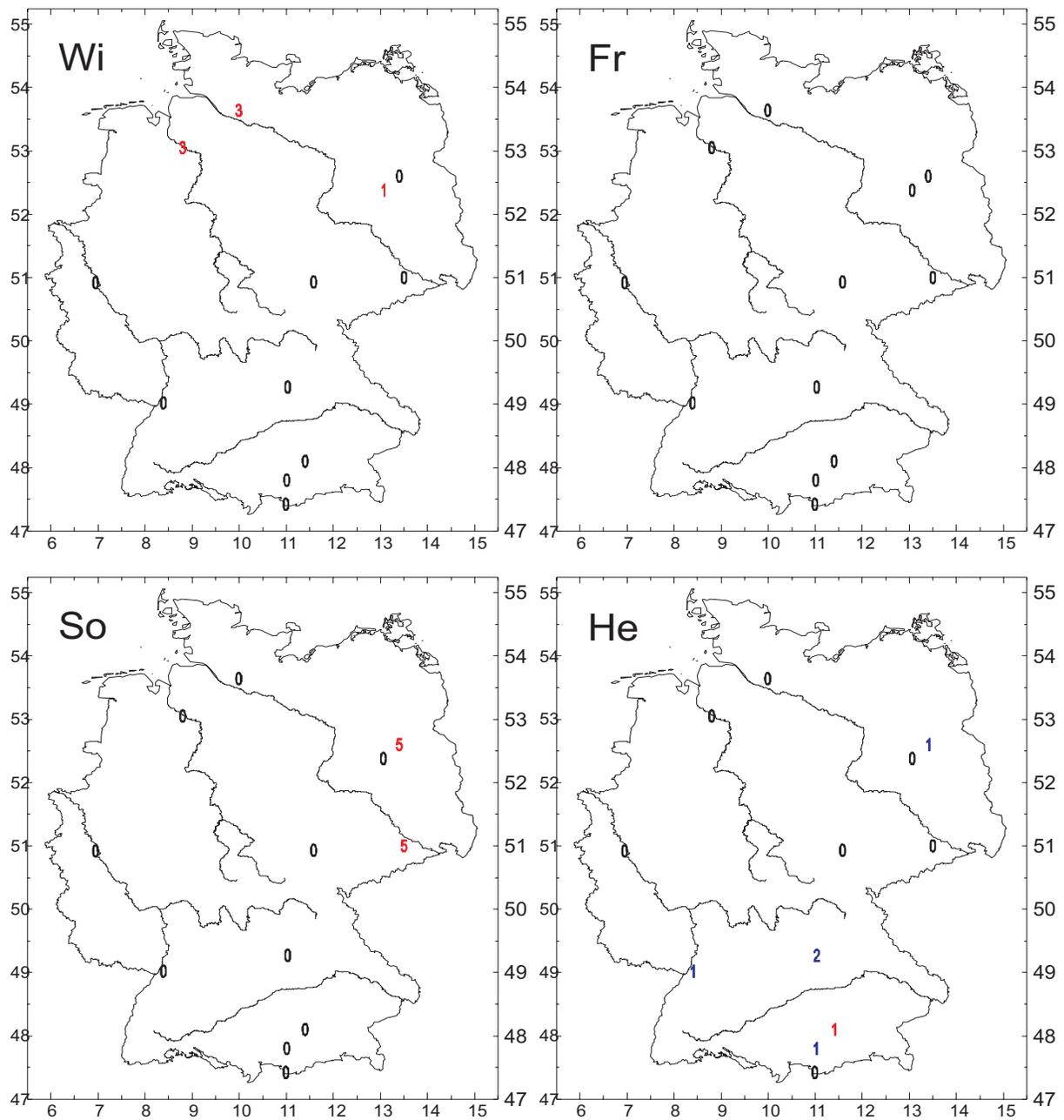


Abbildung B.39: Trendordnung der Standardabweichung der saisonalen Mittel der Tagesmitteltemperatur 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

B.1.5 Saisonale Mittel der Maximumtemperatur 1901 - 2000

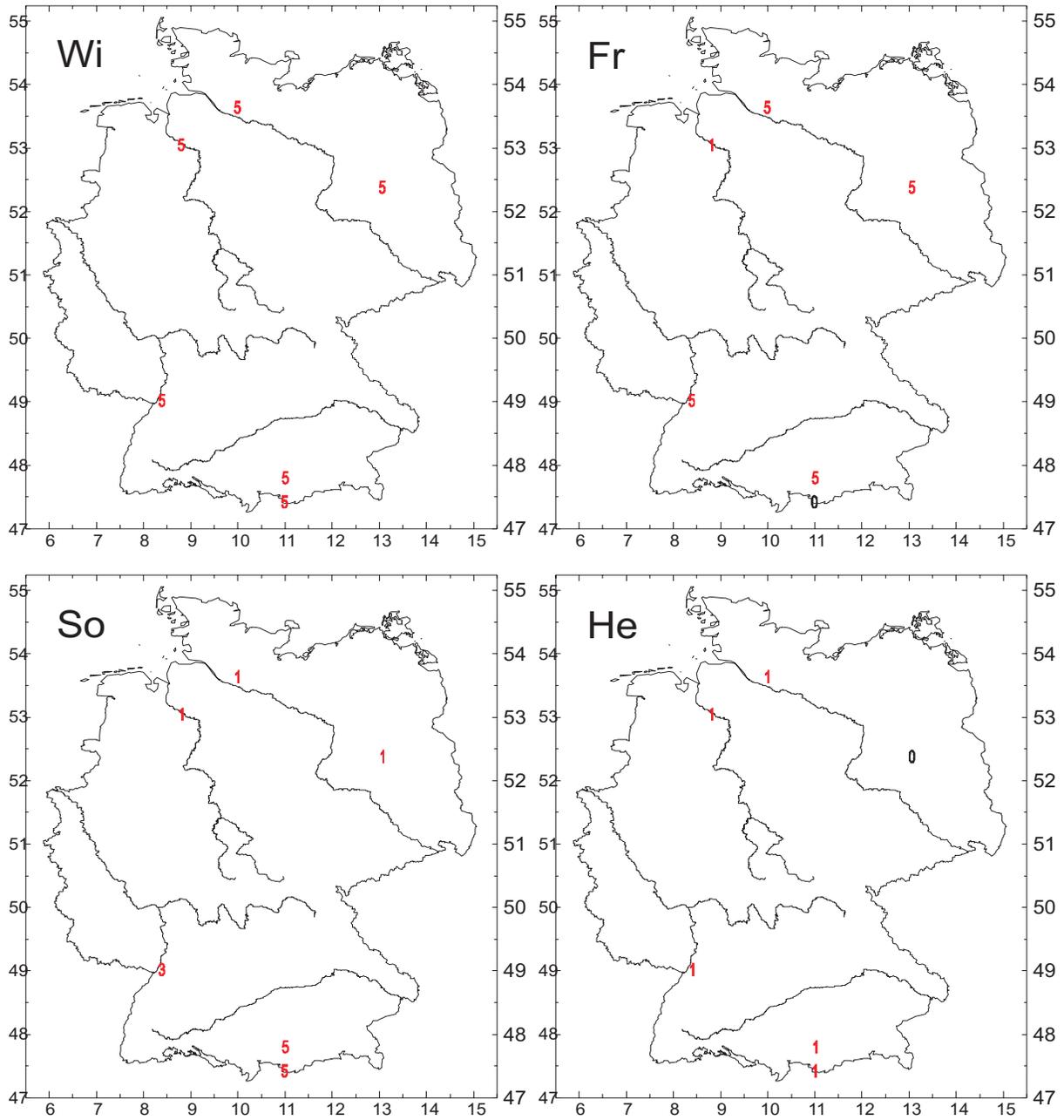


Abbildung B.40: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmaximumtemperatur 1901 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

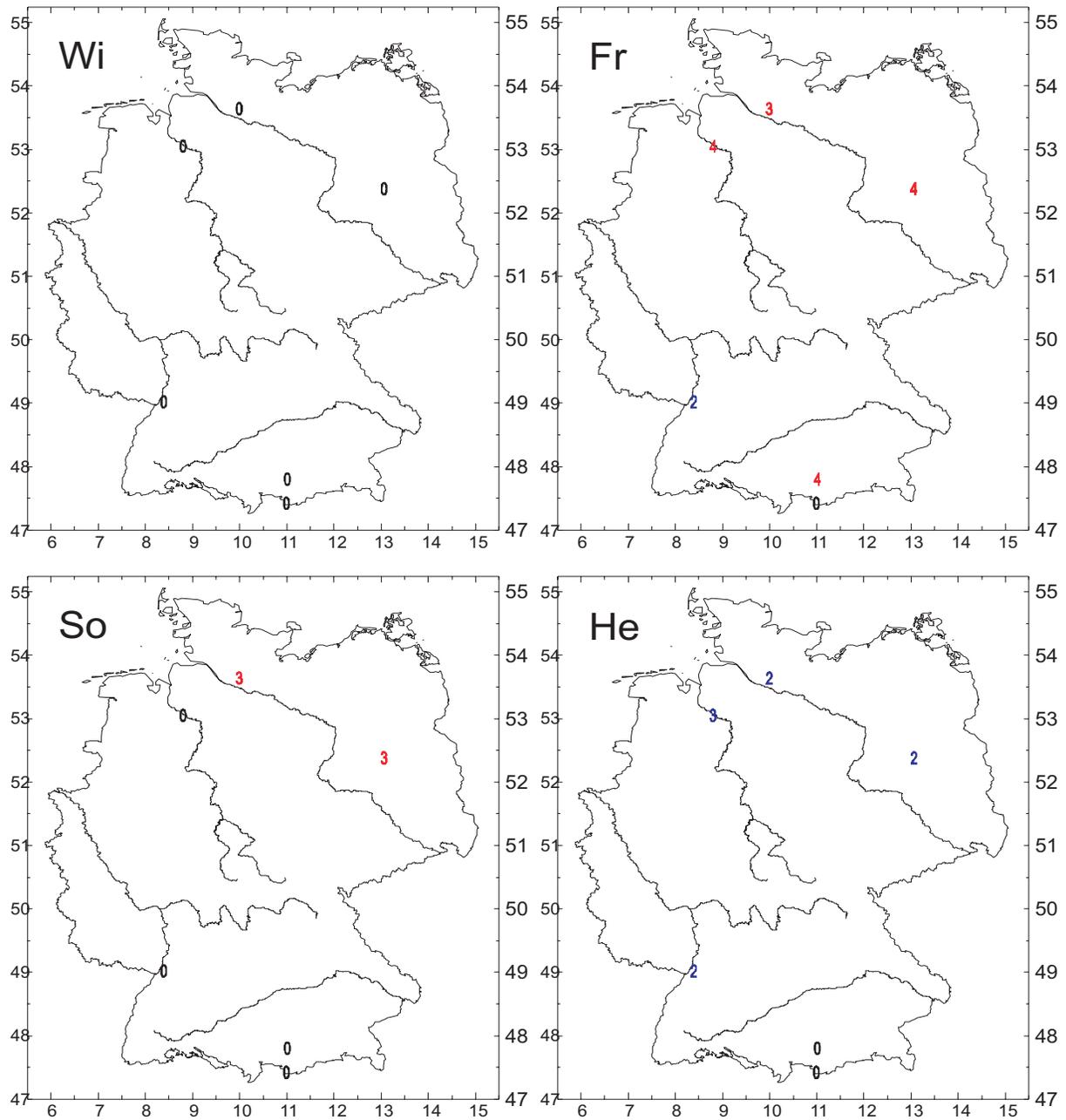


Abbildung B.41: Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmaximumtemperatur 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

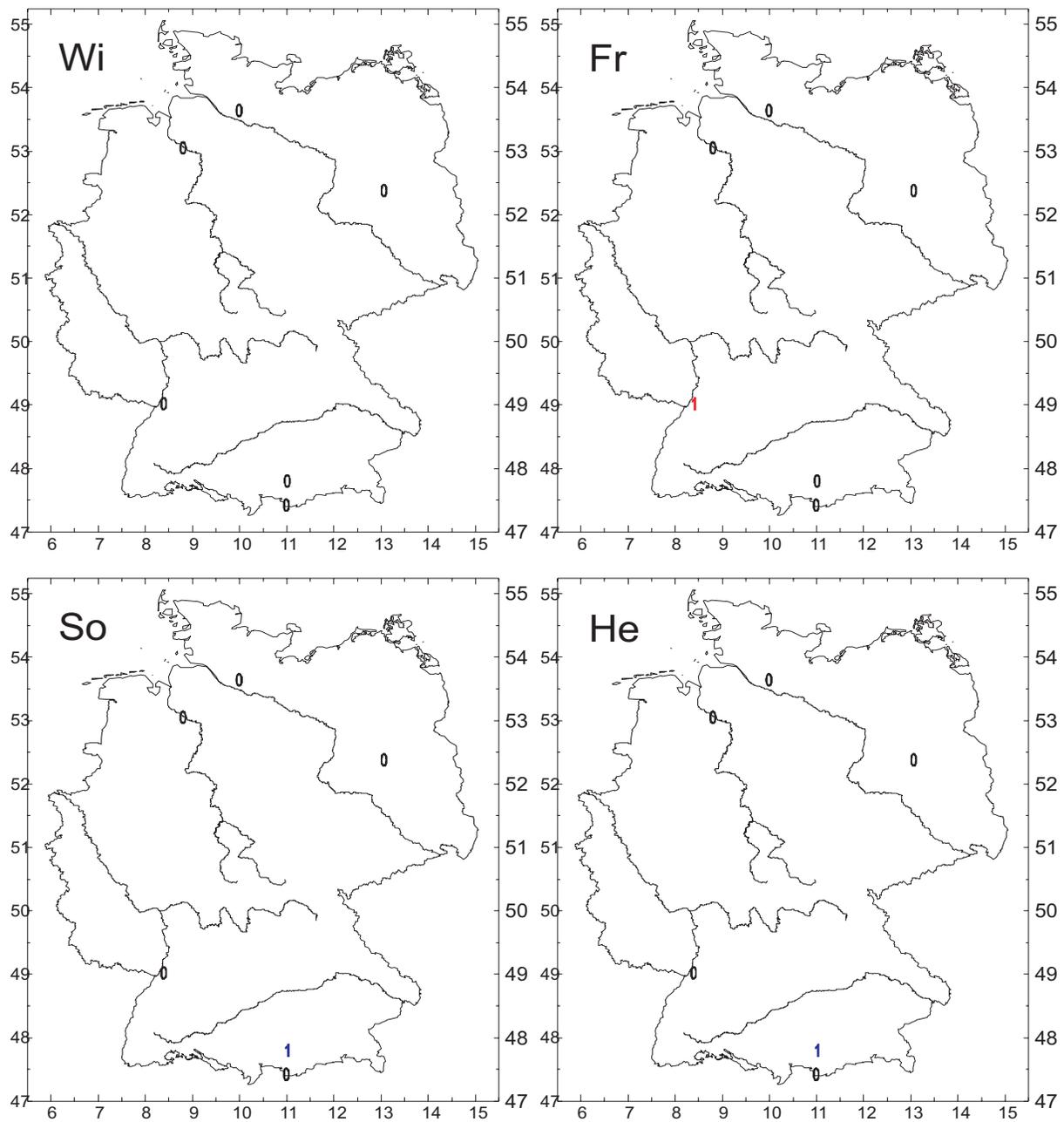


Abbildung B.42: Trendordnung der Standardabweichung der saisonalen Mittel der Tagesmaximumtemperatur 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

B.1.6 Saisonale Mittel der Minimumtemperatur 1901 - 2000

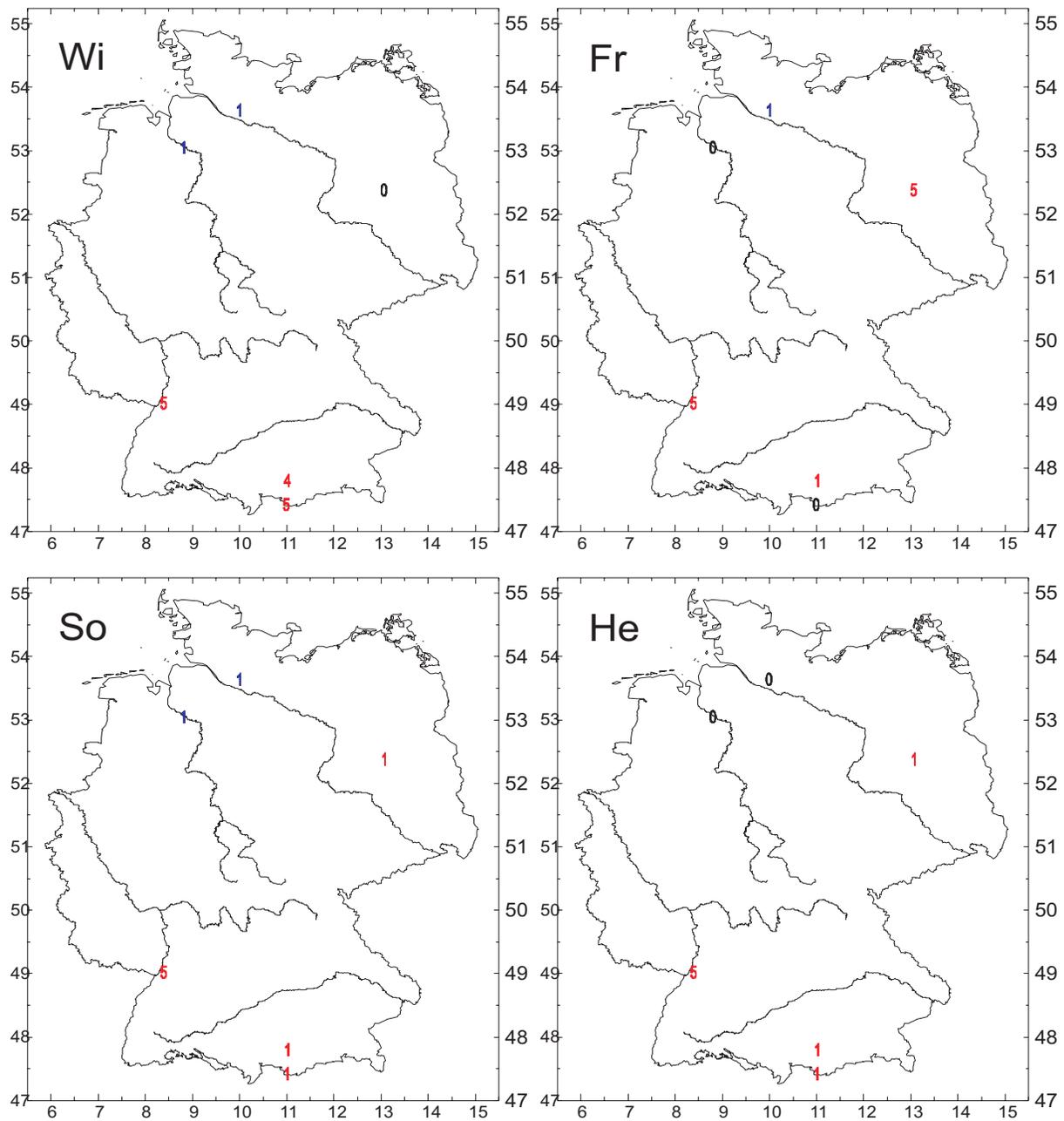


Abbildung B.43: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesminimumtemperatur 1901 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

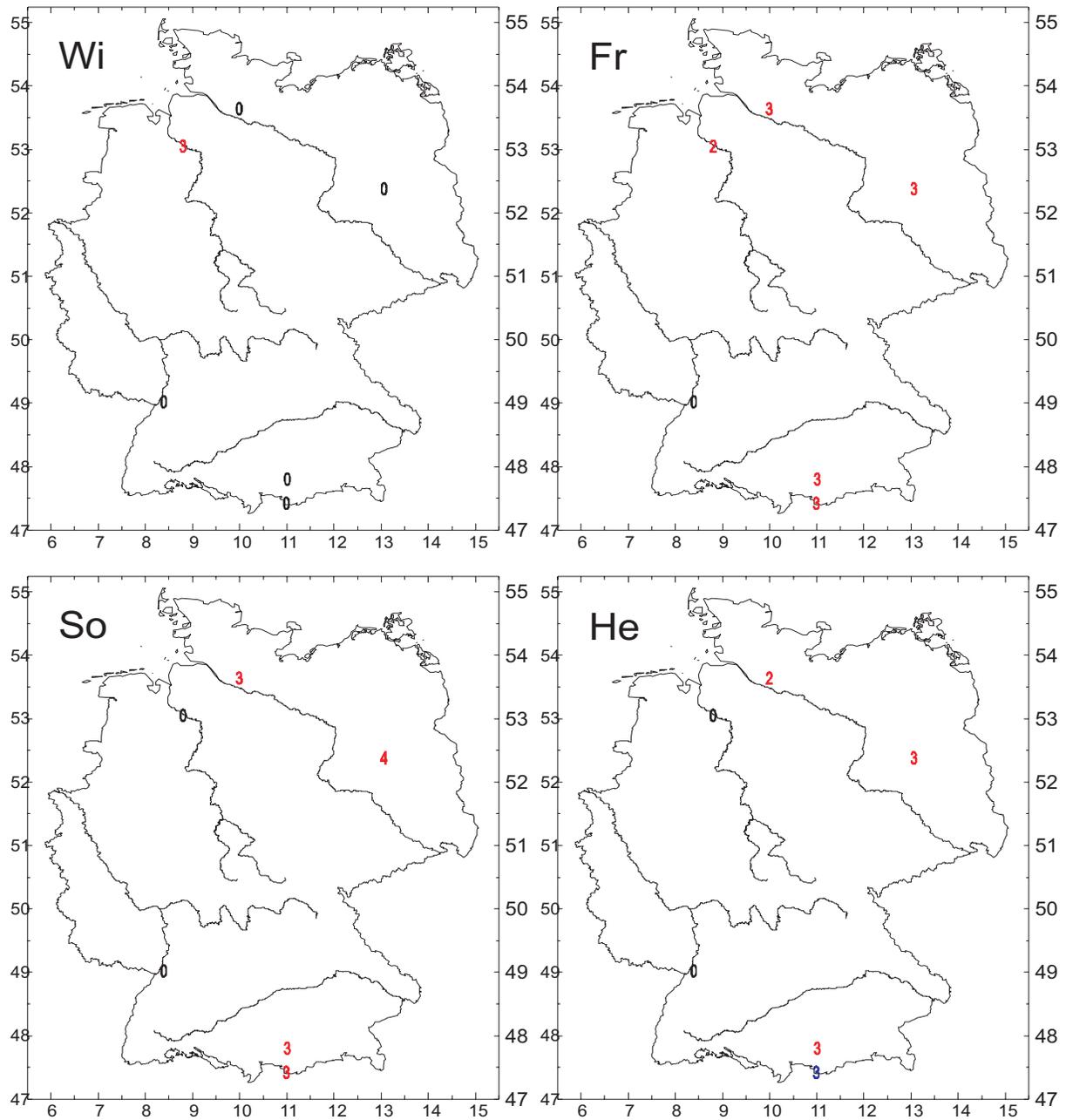


Abbildung B.44: Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesminimumtemperatur 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

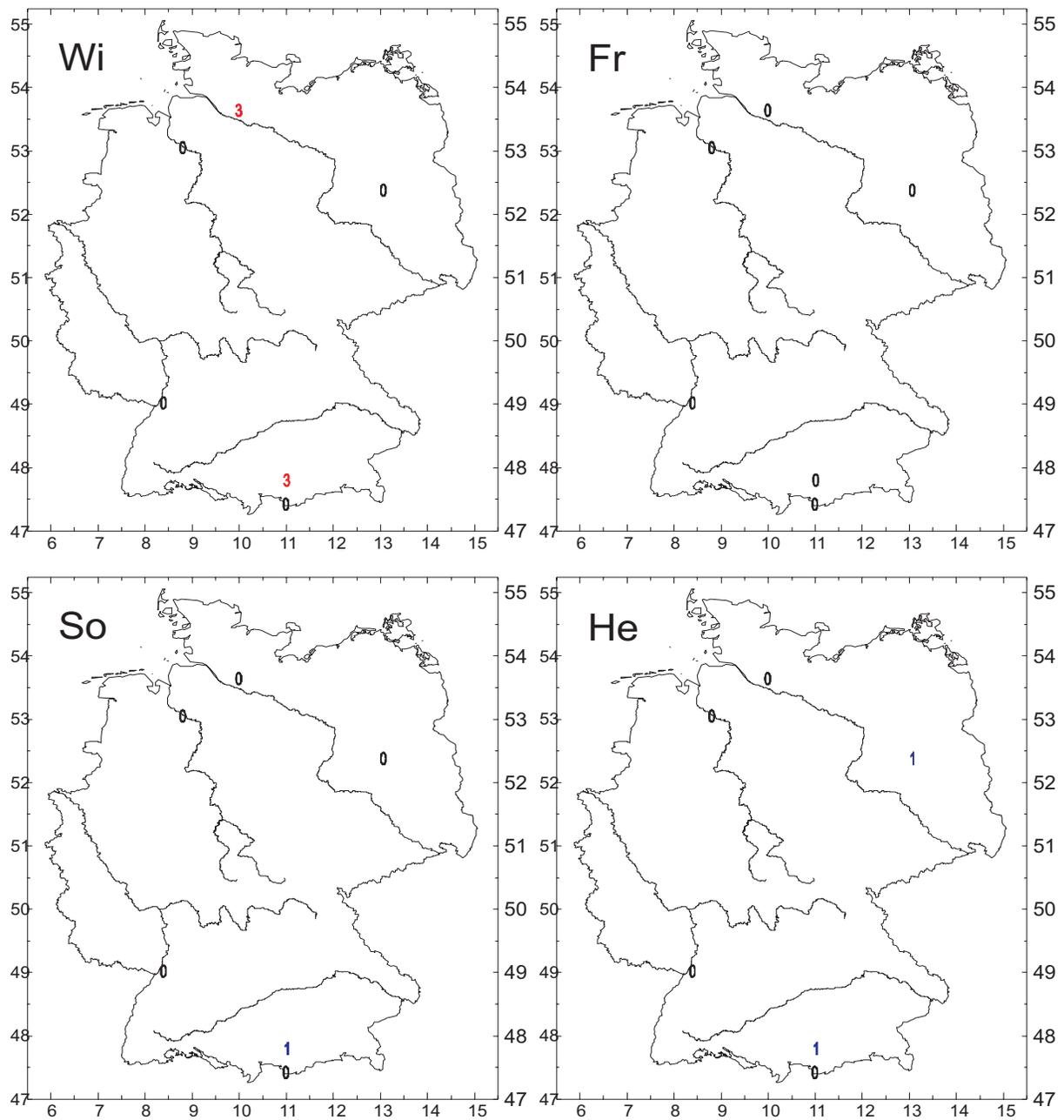


Abbildung B.45: Trendordnung der Standardabweichung der saisonalen Mittel der Tagesminimumtemperatur 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

B.1.7 Saisonale Mittel der Tagesmitteltemperatur 1951 - 2000

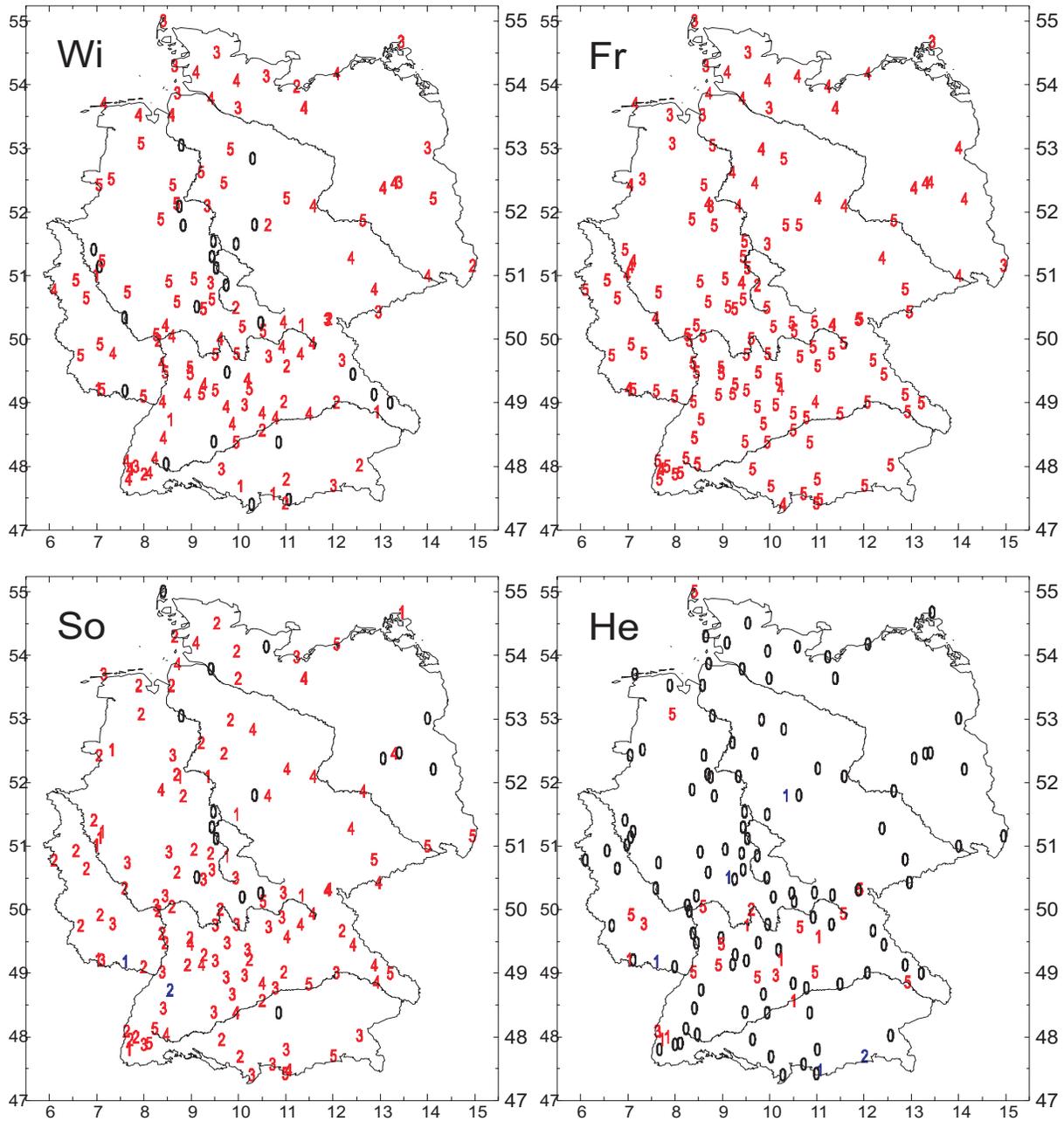


Abbildung B.46: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmitteltemperatur 1951 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

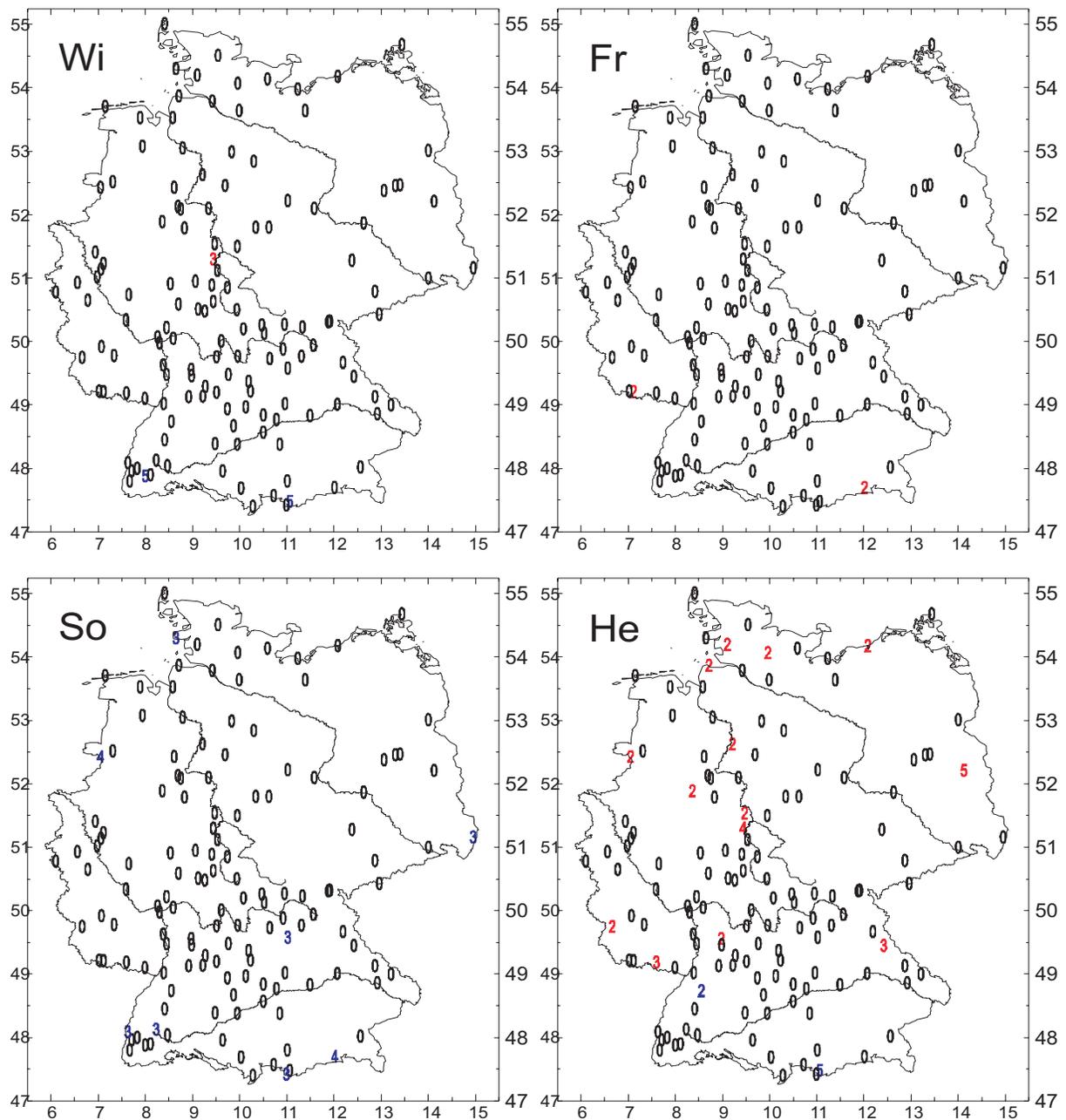


Abbildung B.47: Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmitteltemperatur 1951 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

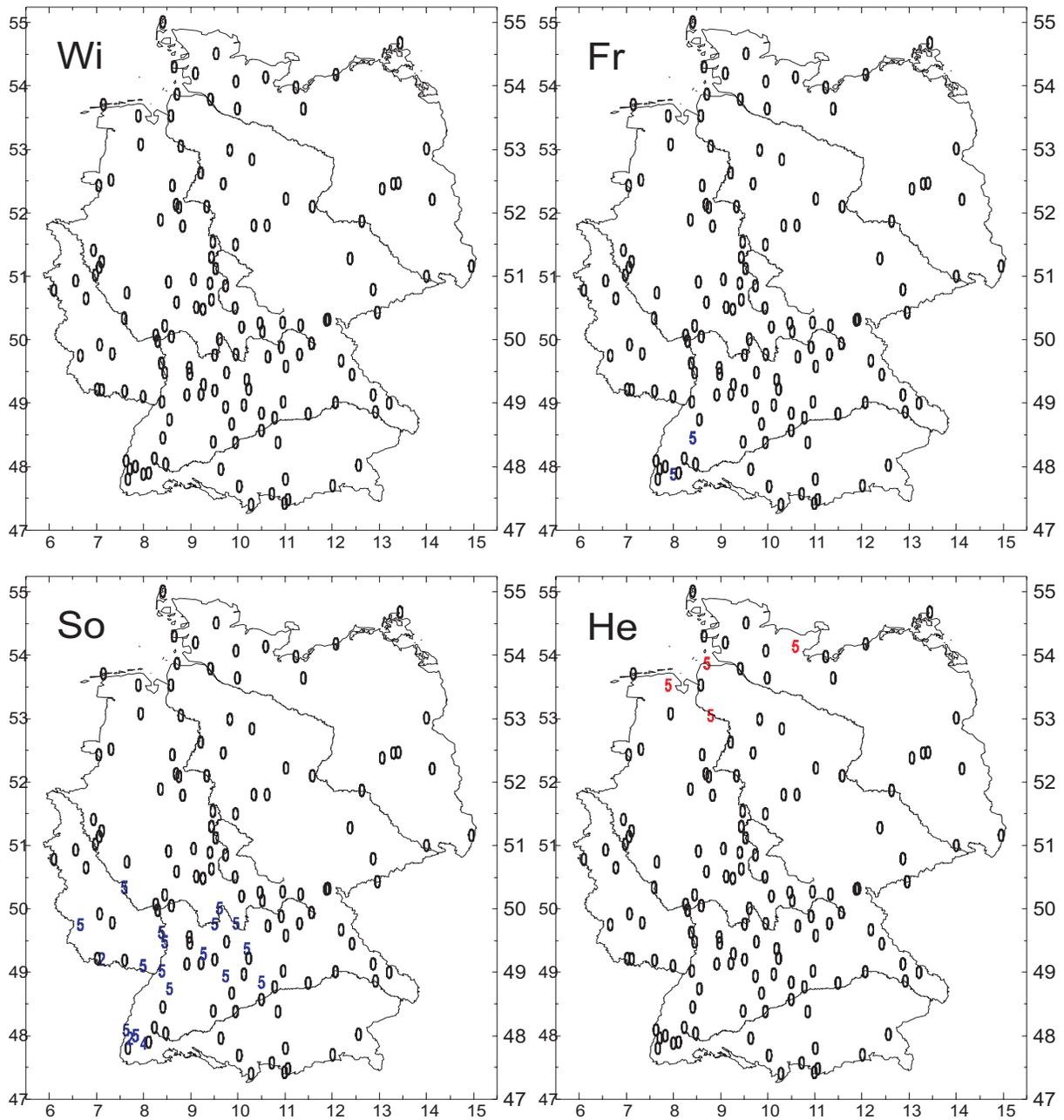


Abbildung B.48: Trendordnung der Standardabweichung der saisonalen Mittel der Tagesmitteltemperatur 1951 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

B.1.8 Saisonale Mittel der Maximumtemperatur 1951 - 2000

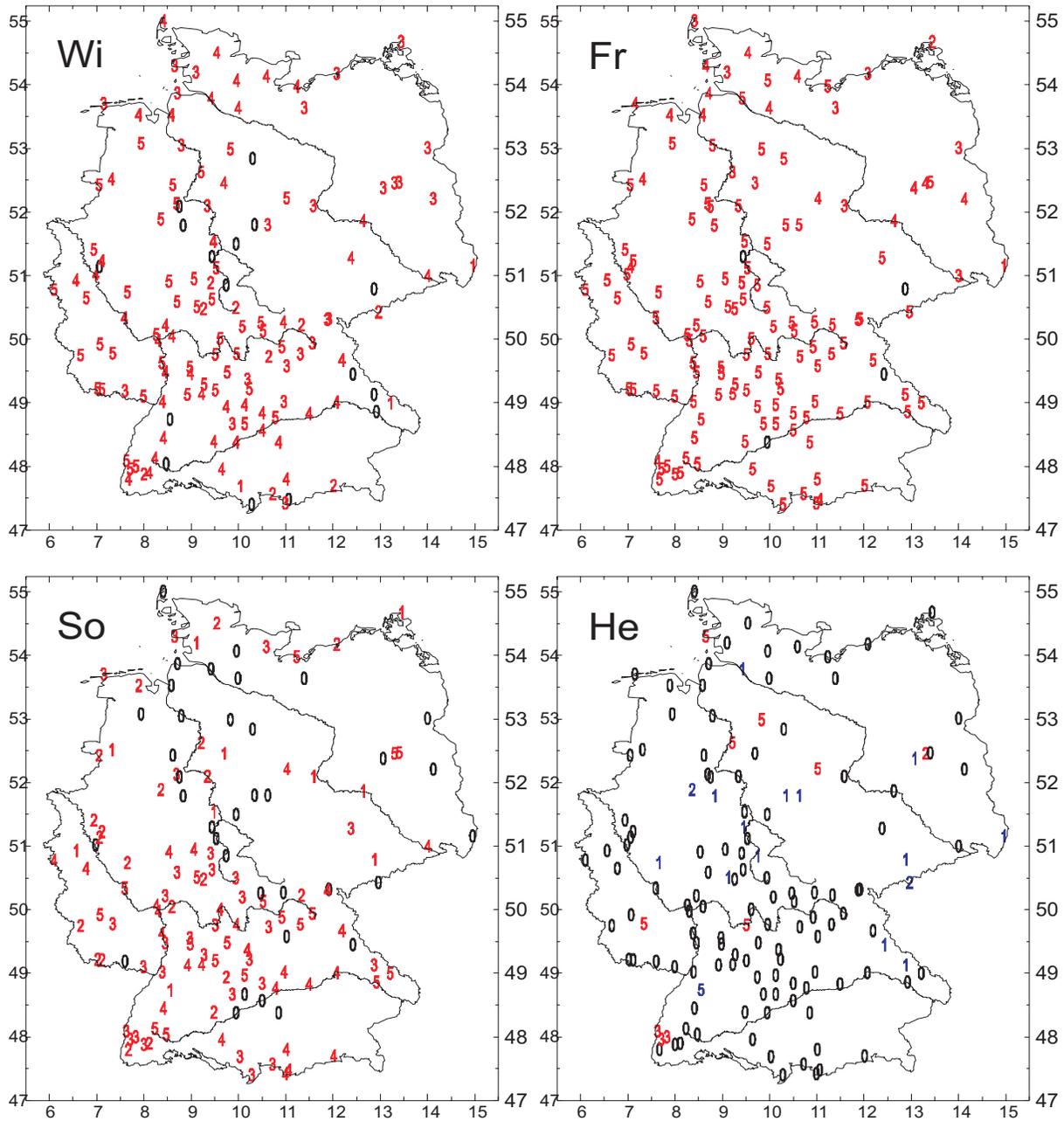


Abbildung B.49: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmaximumtemperatur 1951 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

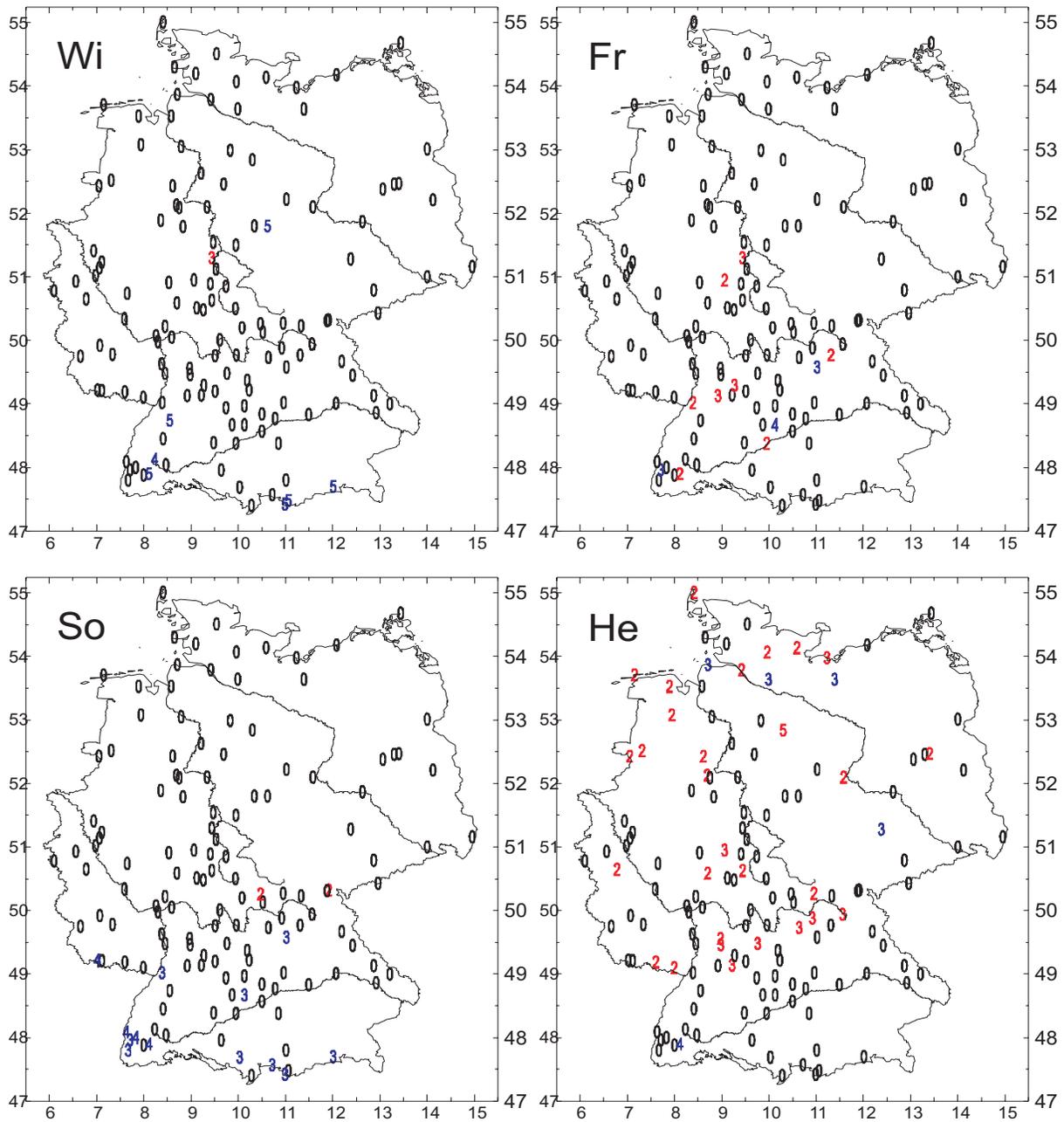


Abbildung B.50: Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesmaximumtemperatur 1951 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

B.1.9 Saisonale Mittel der Minimumtemperatur 1951 - 2000

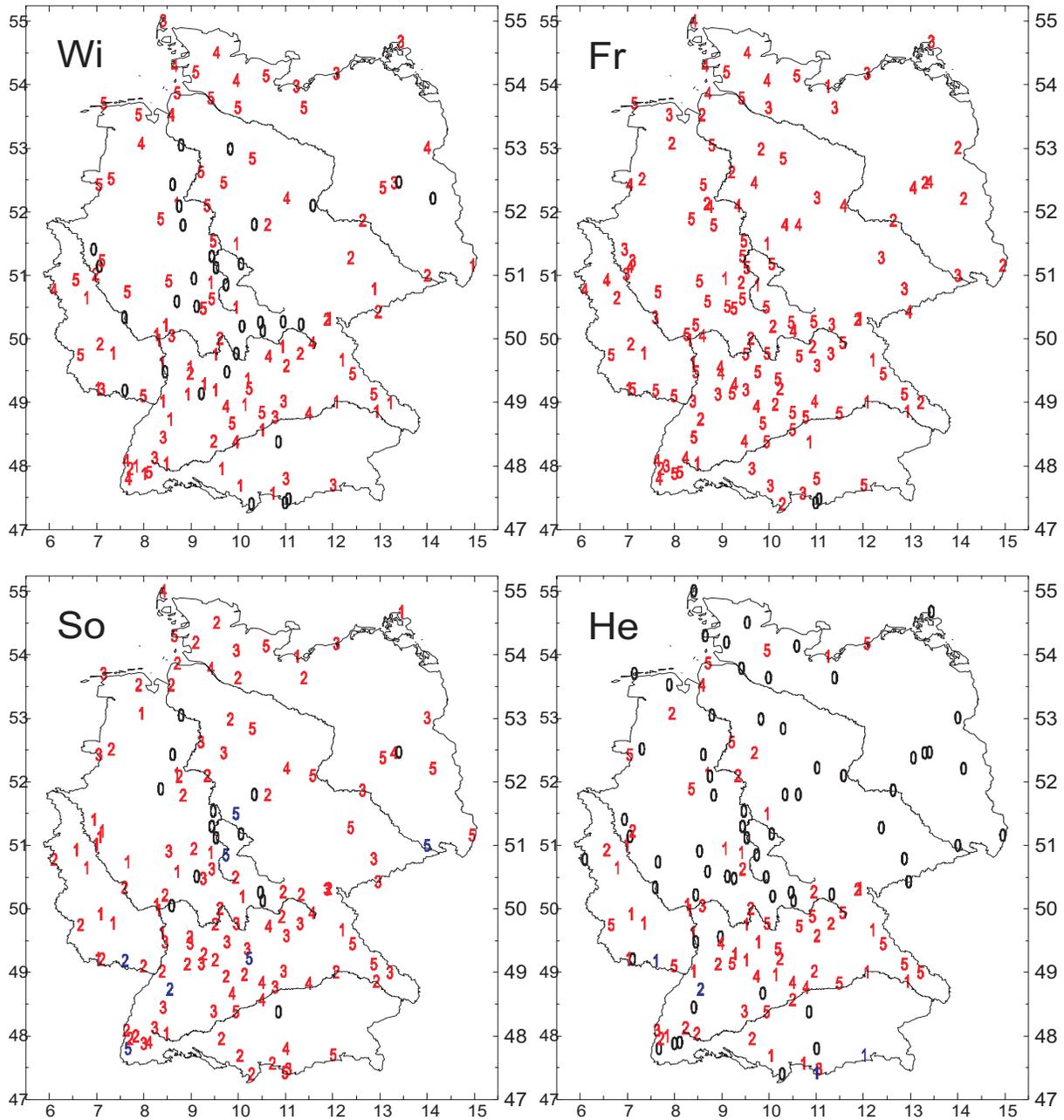


Abbildung B.52: Trendordnung des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesminimumtemperatur 1951 - 2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

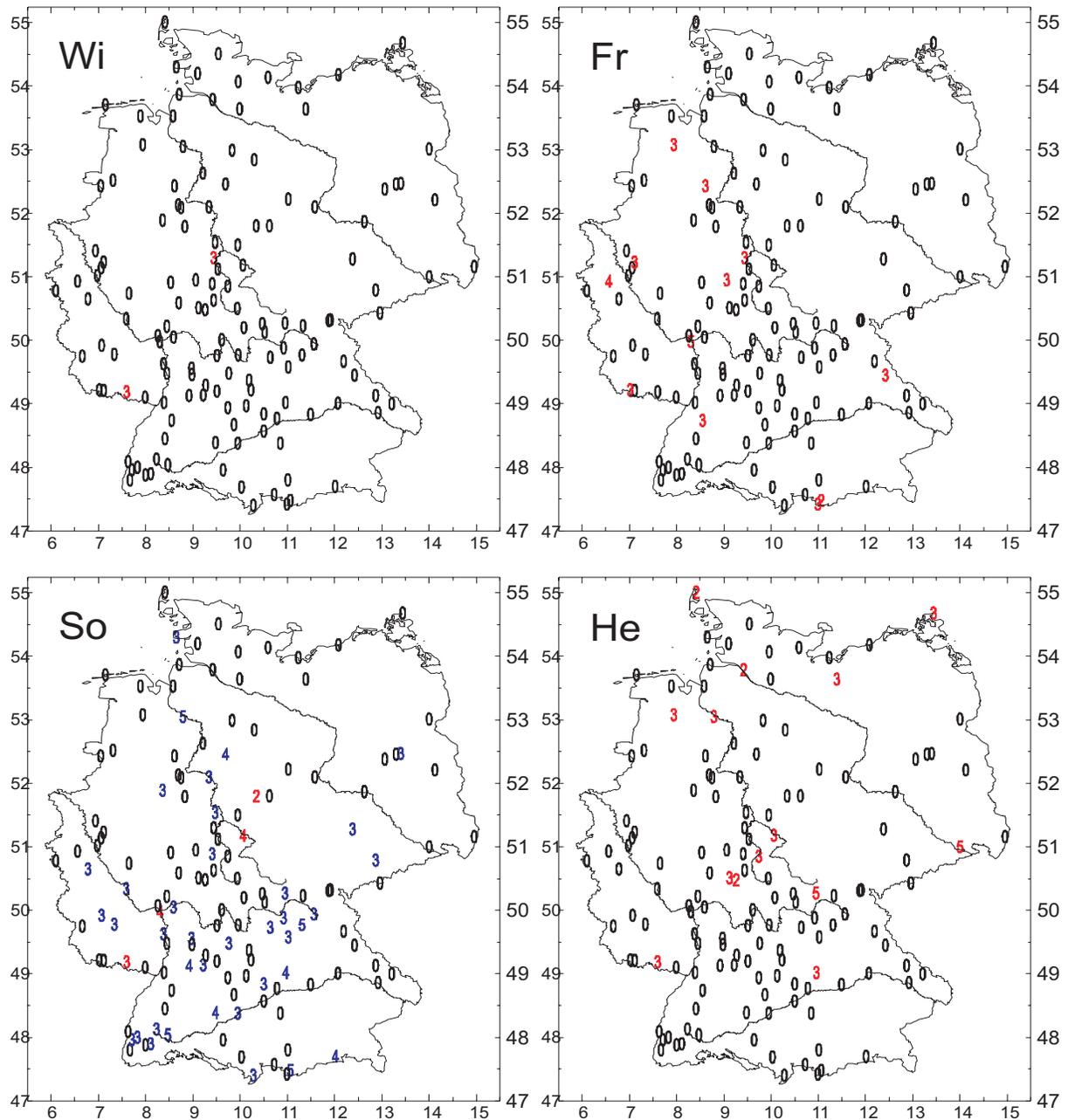


Abbildung B.53: Ordnung der polynomialen Komponente des Mittelwertes der saisonalen Mittel der Tagesminimumtemperatur 1951 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

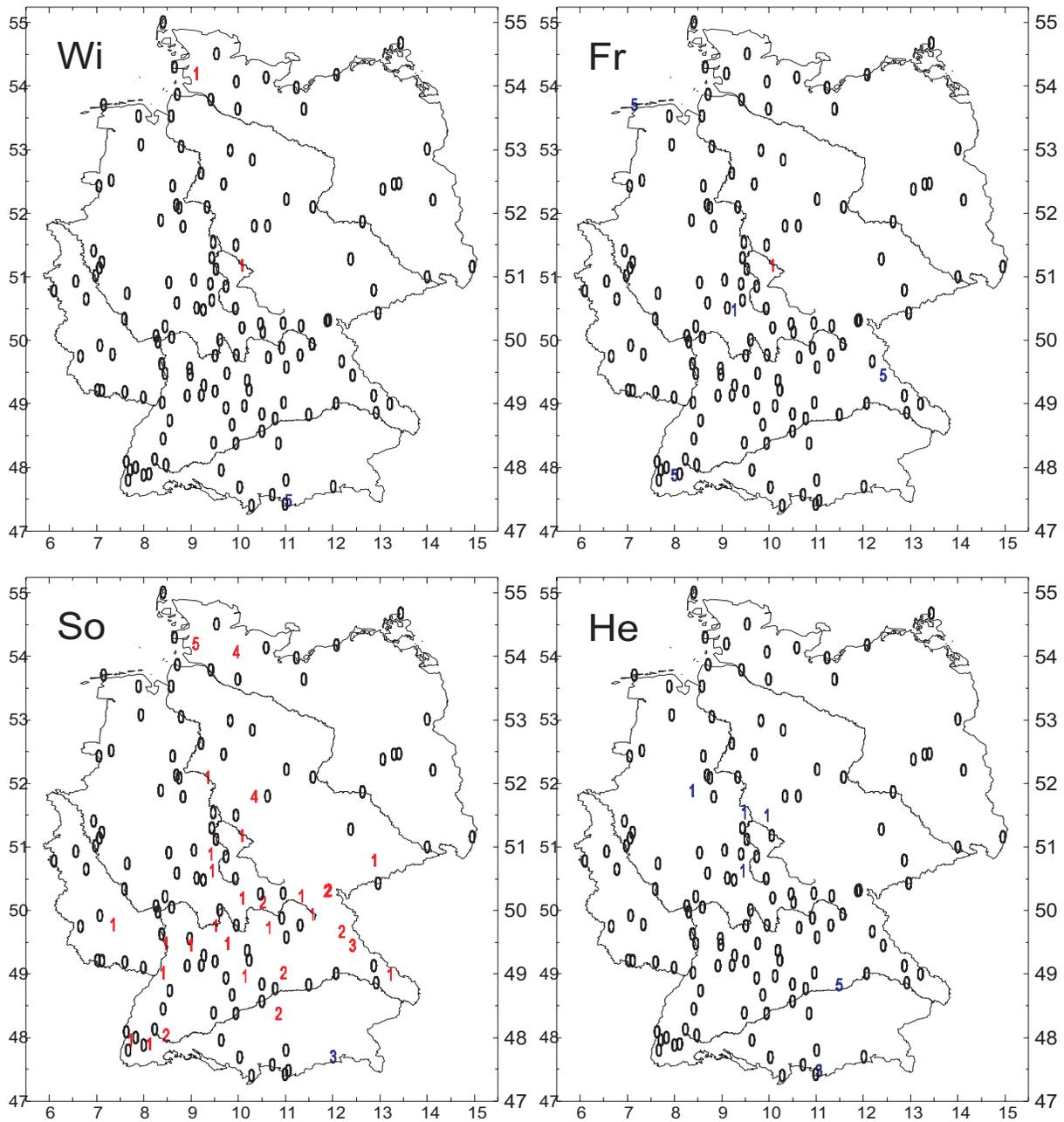


Abbildung B.54: Trendordnung der Standardabweichung der saisonalen Mittel der Tagesminimumtemperatur 1951 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ).

B.1.10 Temperatur-Tagesdaten 1901 - 2000; Mann-Kendall-Trendtests

Tabelle B.1: Trendtest nach Mann-Kendall der saisonalen Häufigkeiten von Perzentil-Über- bzw. Unterschreitungen der Temperatur Tagesdaten 1901 - 2000 an der Station Hamburg-Fuhlsbüttel. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, - : unsignifikant; o -10: oberes 10%-Perzentil usw., u -10: unteres 10%-Perzentil usw.; T-mittel: Tagesmittel-Temperatur, T-min: Tagesminimum-Temperatur, T-max: Tagesmaximum-Temperatur.

	T-mittel			T-min			T-max		
	o -10	o - 5	o - 2	o -10	o - 5	o - 2	o -10	o - 5	o - 2
Wi	●	●	●	●	-	●	●	●	●
Fr	-	-	-	●	●	●	-	-	-
So	●	●	●	-	-	-	●	●	●
He	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	u -10	u - 5	u - 2	u -10	u - 5	u - 2	u -10	u - 5	u - 2
Wi	-	-	-	●	-	-	-	-	-
Fr	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	-	-	-	●	●	●	-	-	-
He	-	-	-	-	-	-	●	●	-

Tabelle B.2: Wie Tab. B.1, jedoch für die Station Hohenpeißenberg.

	T-mittel			T-min			T-max		
	o -10	o - 5	o - 2	o -10	o - 5	o - 2	o -10	o - 5	o - 2
Wi	•	•	•	•	•	•	•	•	•
Fr	-	-	-	-	-	-	•	-	-
So	•	•	•	•	•	•	•	•	-
He	•	•	-	•	•	-	•	•	-
	u -10	u - 5	u - 2	u -10	u - 5	u - 2	u -10	u - 5	u - 2
Wi	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fr	-	-	-	•	•	•	-	-	-
So	-	-	-	•	-	•	-	-	-
He	-	-	-	•	•	-	-	-	-

Tabelle B.3: Wie Tab. B.1, jedoch für die Station Potsdam.

	T-mittel			T-min			T-max		
	o -10	o - 5	o - 2	o -10	o - 5	o - 2	o -10	o - 5	o - 2
Wi	•	•	•	•	-	•	-	•	•
Fr	-	-	-	•	-	-	-	-	-
So	•	•	•	•	•	•	•	•	•
He	-	-	-	•	-	-	-	-	•
	u -10	u - 5	u - 2	u -10	u - 5	u - 2	u -10	u - 5	u - 2
Wi	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Fr	-	-	-	-	-	-	-	-	-
So	-	-	-	•	•	•	-	-	-
He	•	-	-	-	-	-	•	•	-

B.1.11 Temperatur-Tagesdaten 1951 - 2000; Mann-Kendall-Trendtests

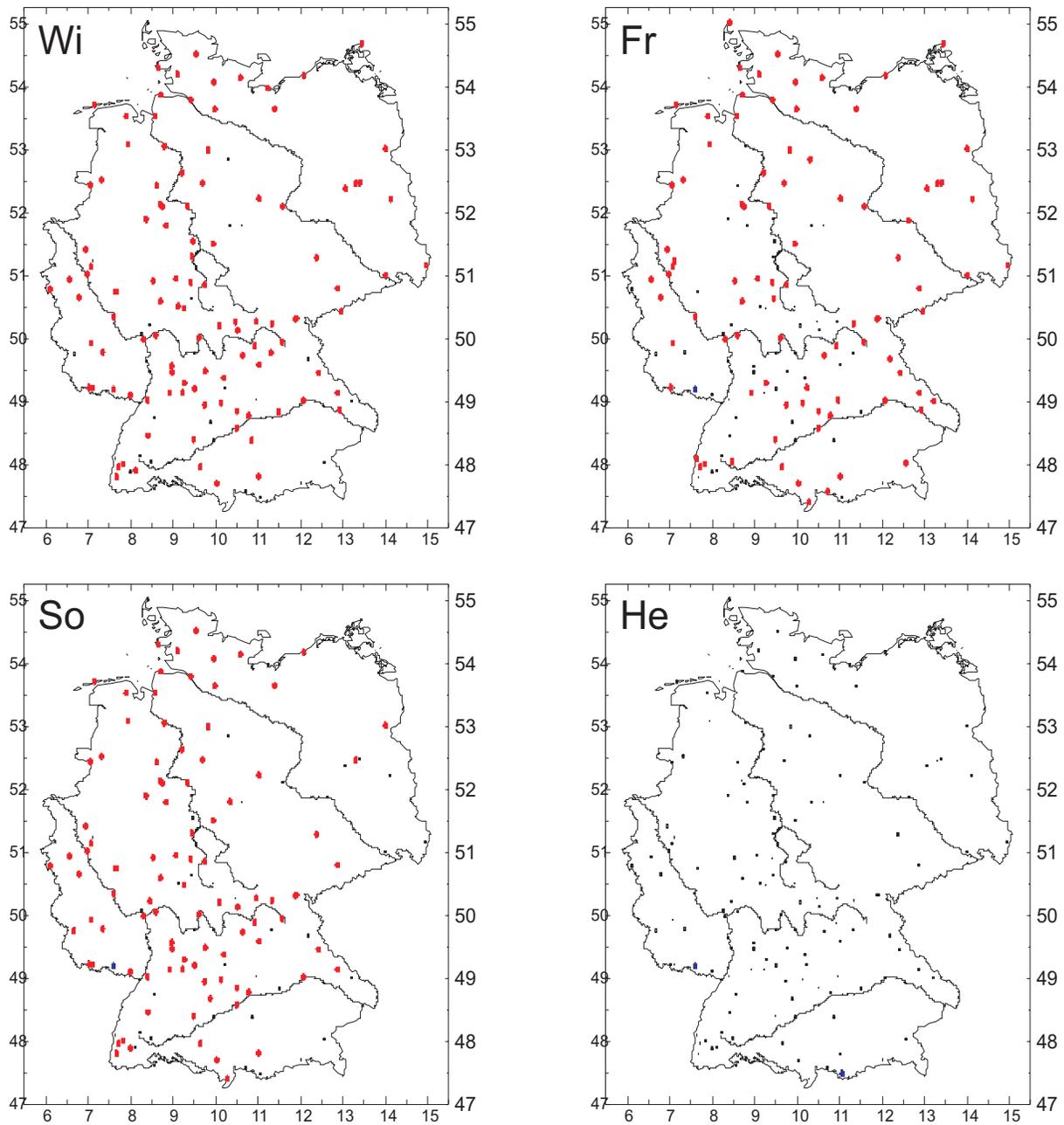


Abbildung B.55: Trendtest nach Mann-Kendall der saisonalen Häufigkeiten der 10%-Perzentil-Überschreitungen der Tagesmittel-Temperatur 1951 - 2000. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

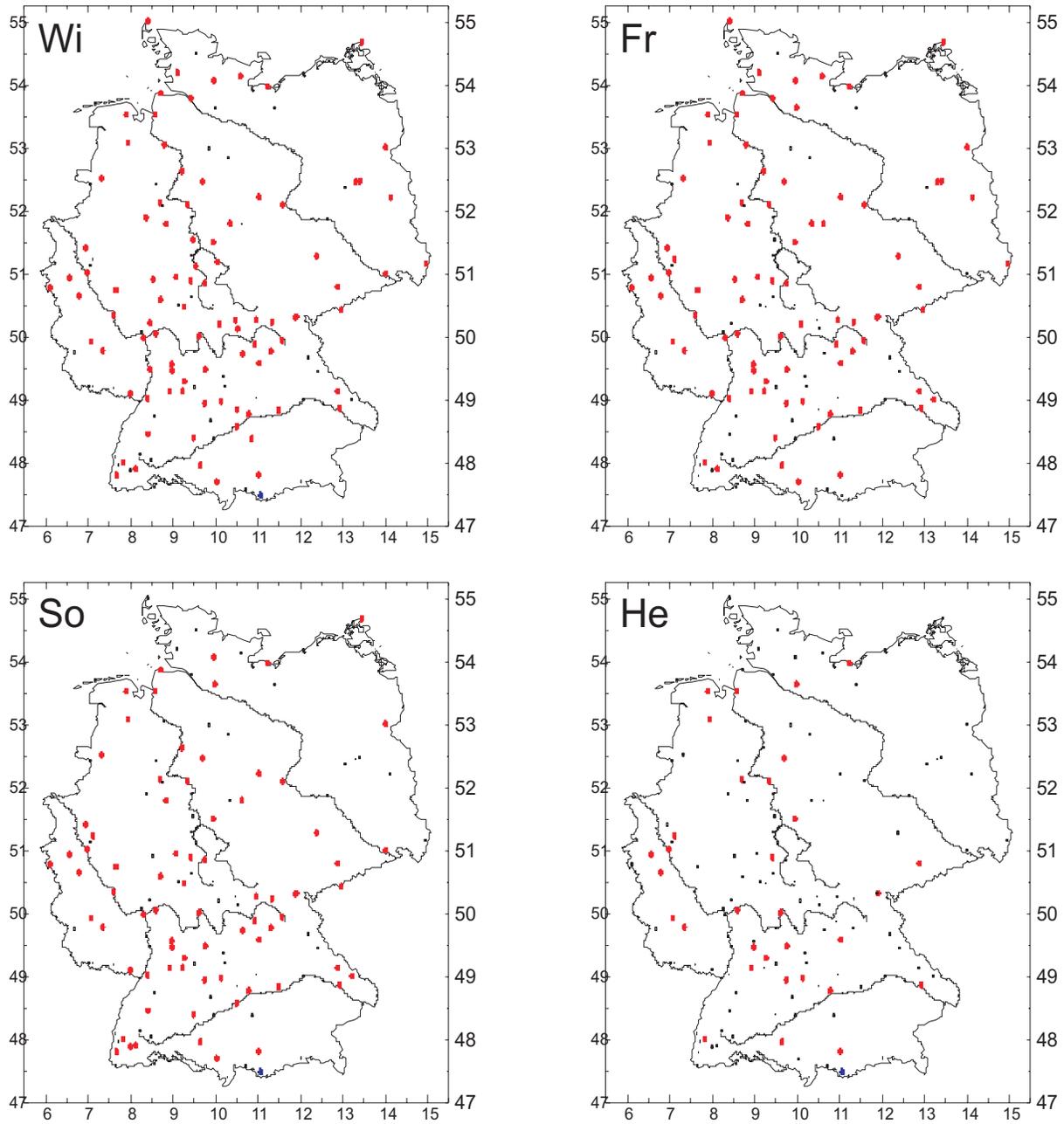


Abbildung B.56: Wie Abb. B.55, jedoch für Tagesminimum-Temperatur.

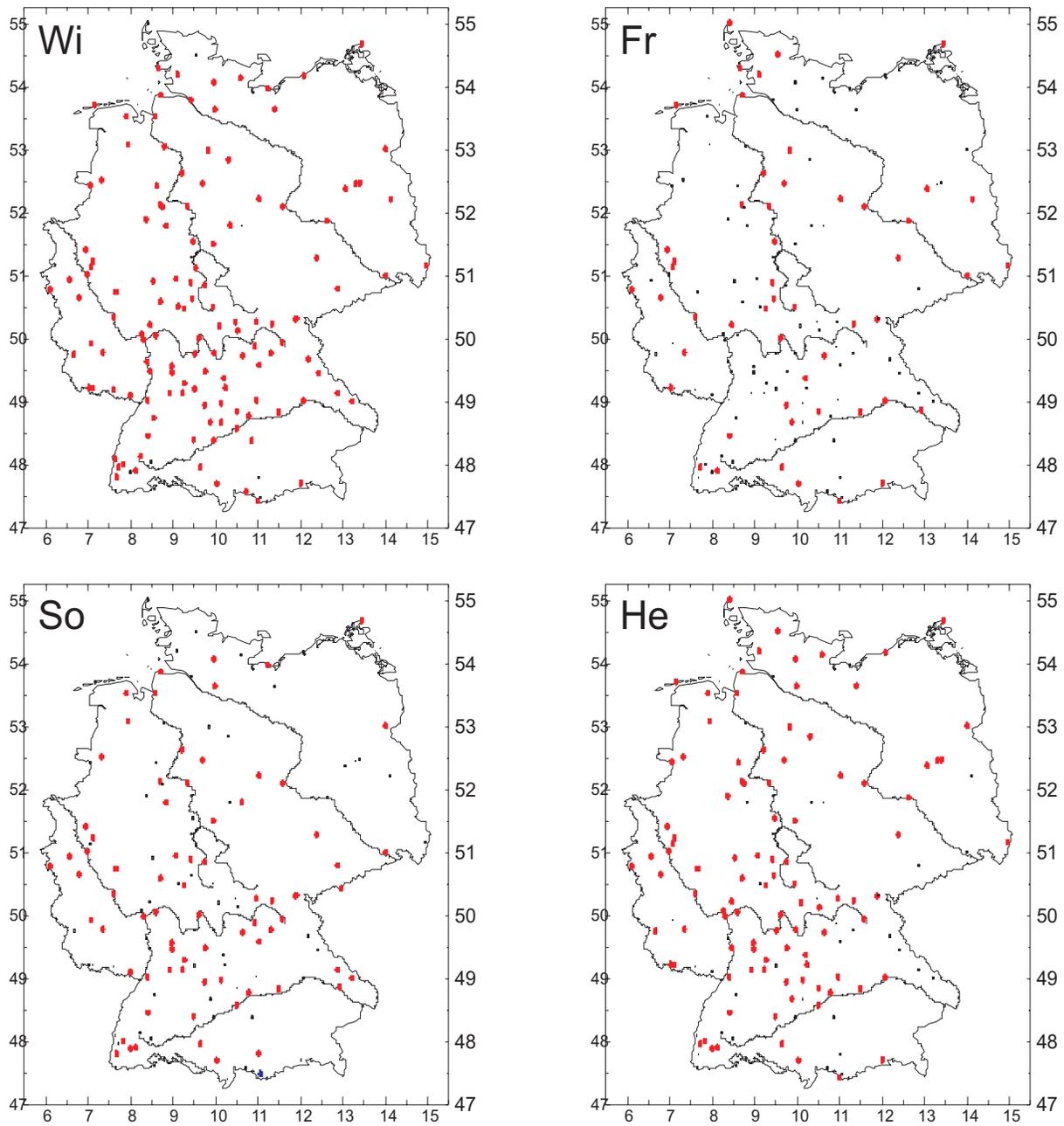


Abbildung B.57: Wie Abb. B.55, jedoch für Tagesmaximum-Temperatur.

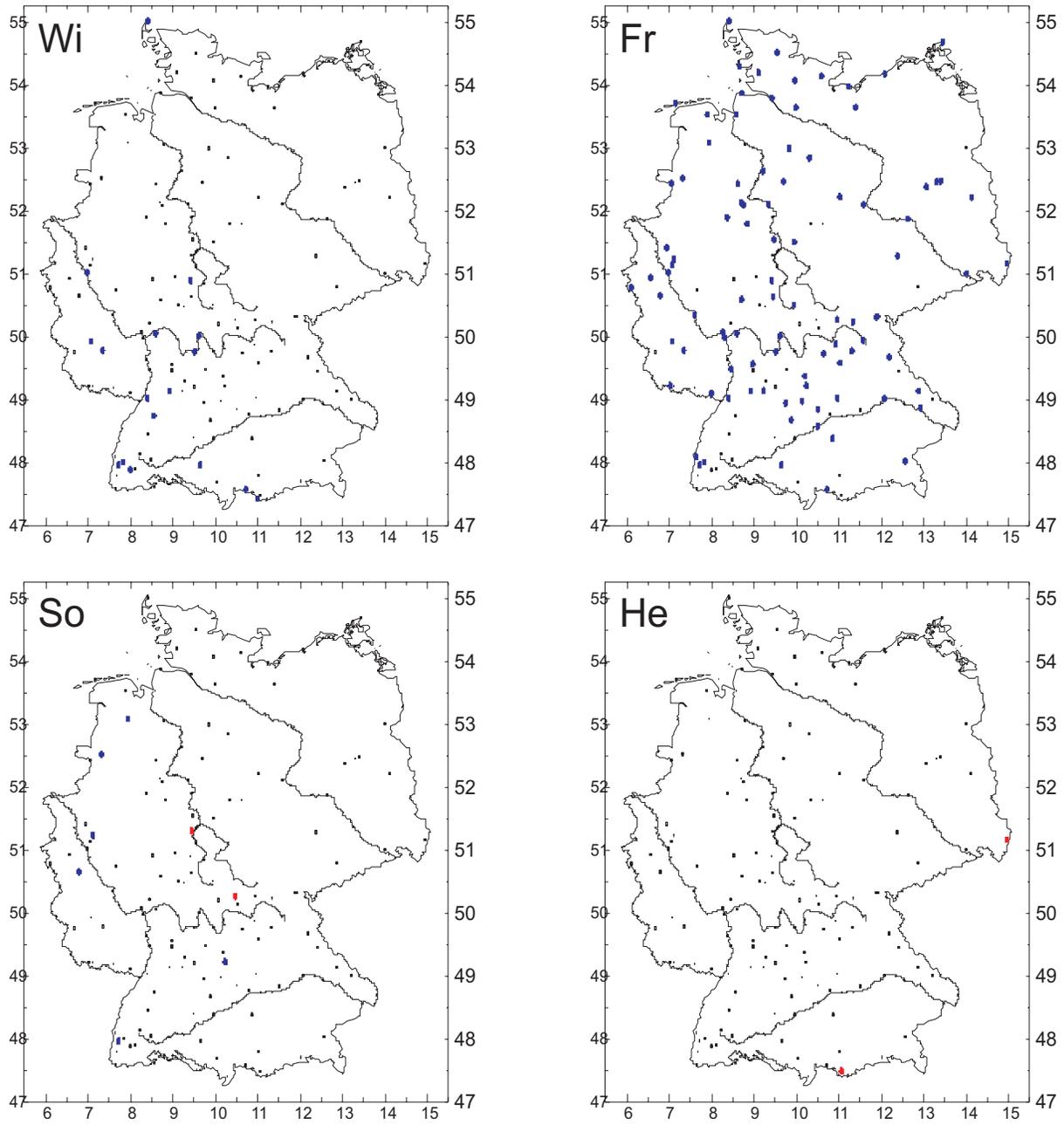


Abbildung B.58: Wie Abb. B.55, jedoch für das untere 10%-Perzentil.

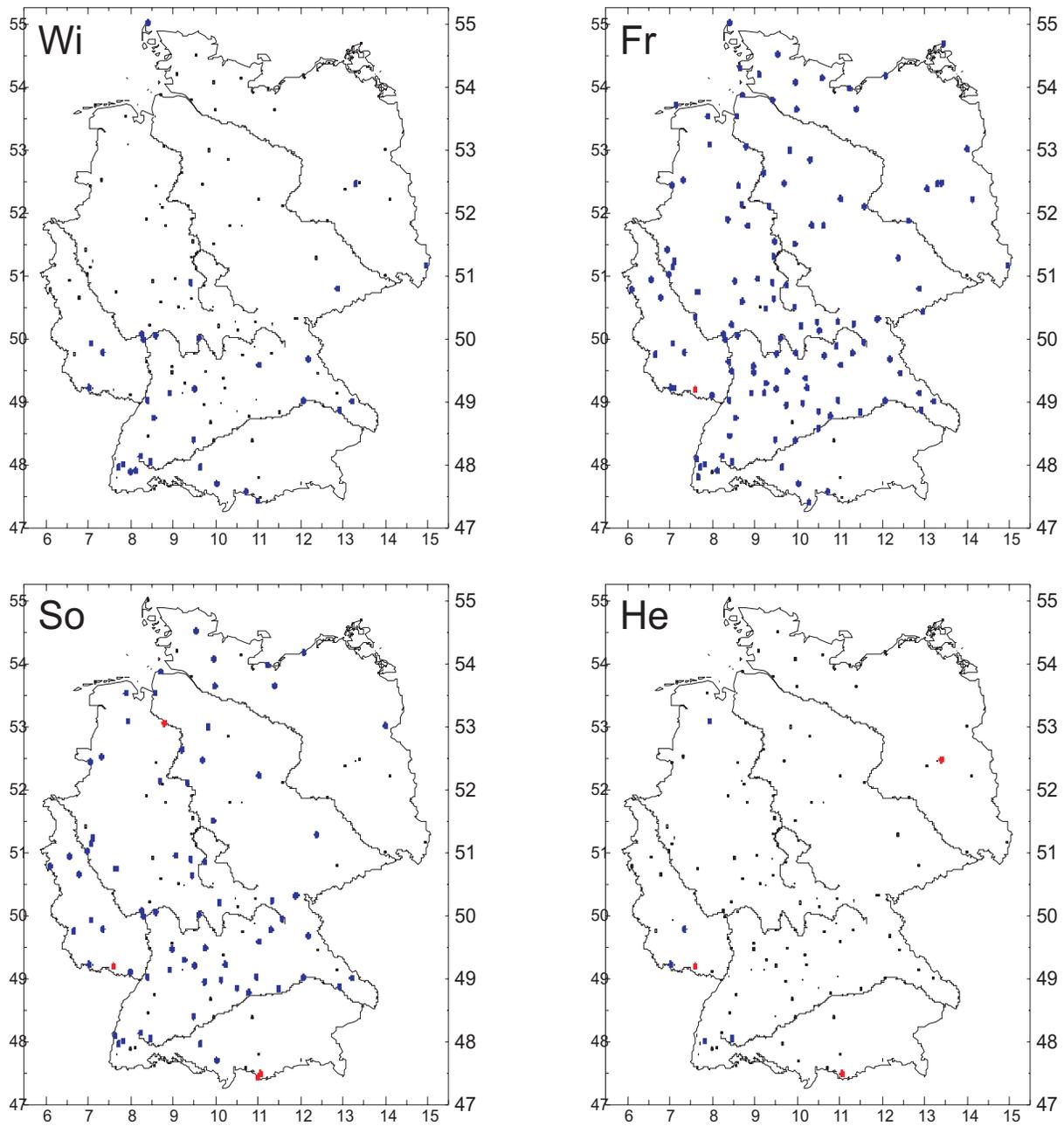


Abbildung B.59: Wie Abb. B.56, jedoch für das untere 10%-Perzentil.

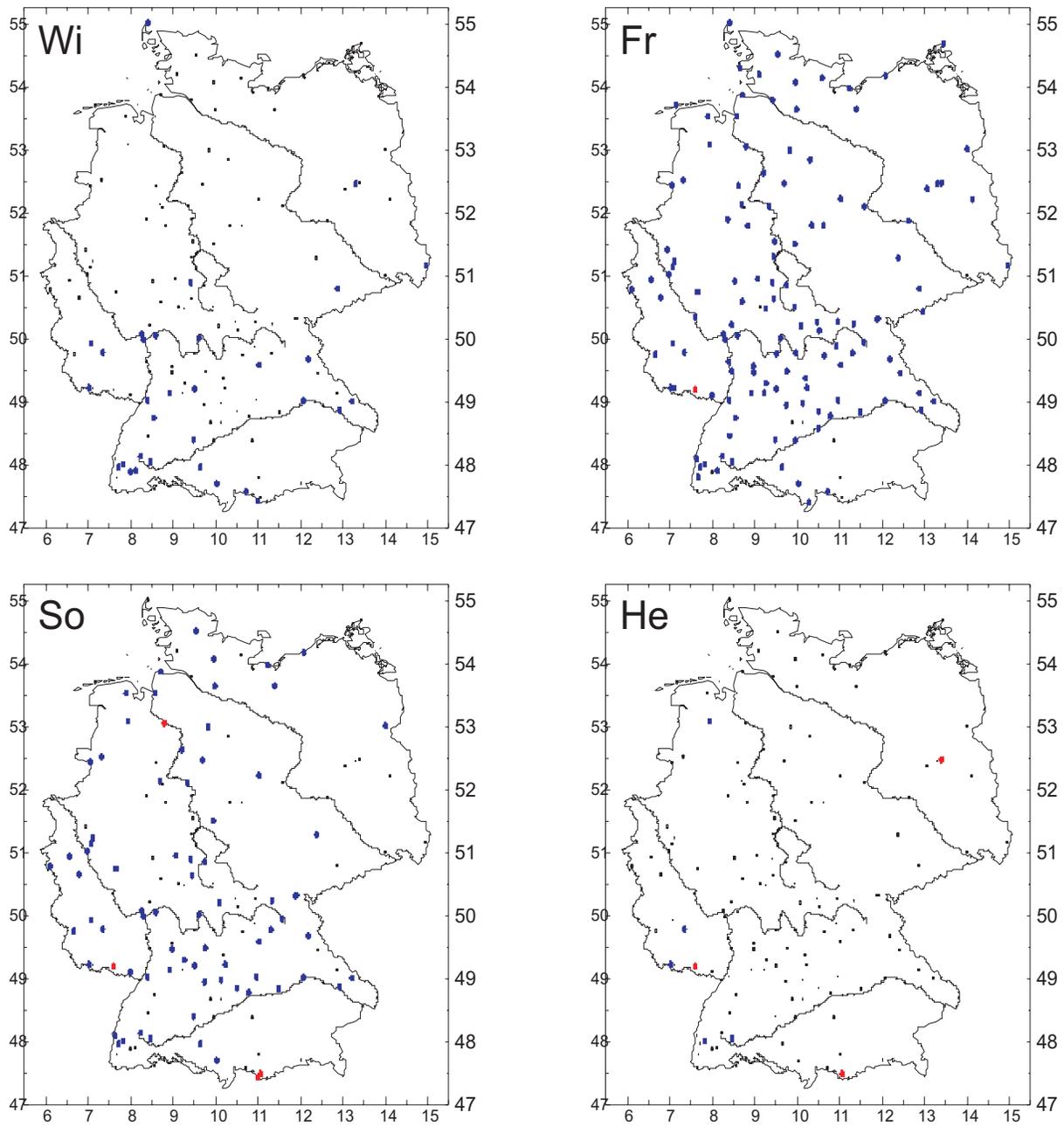


Abbildung B.60: Wie Abb. B.57, jedoch für das untere 10%-Perzentil.

B.1.12 Temperatur-Tagesdaten 1951 - 2000; Statistische Modellierung

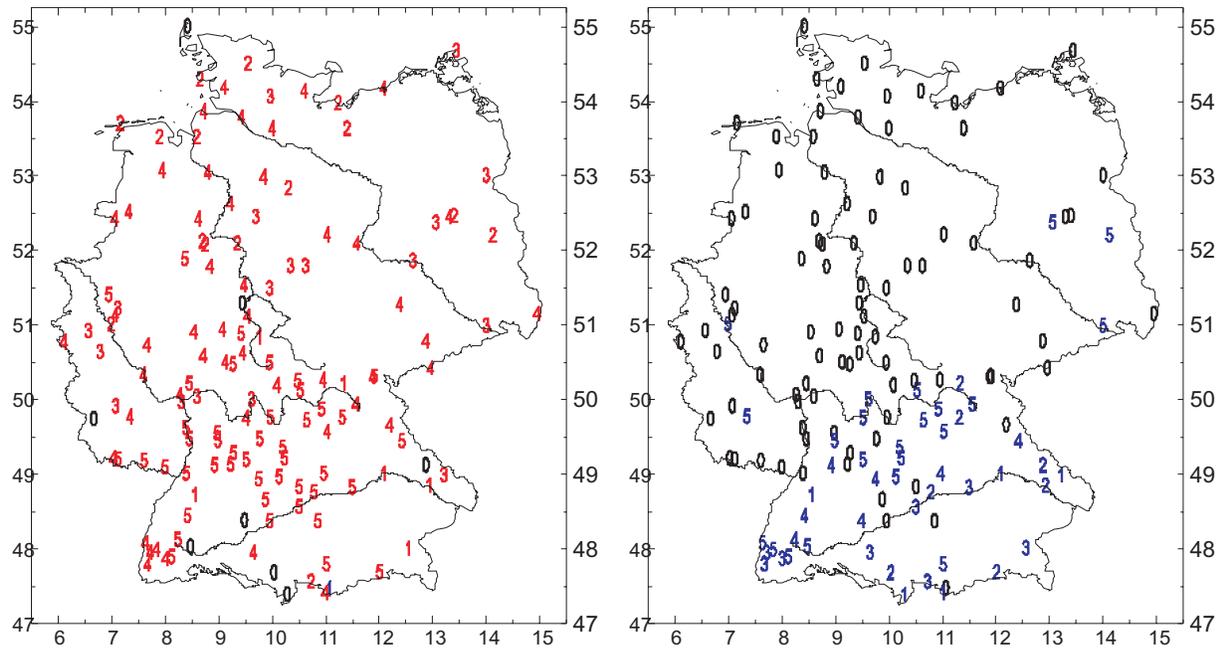


Abbildung B.61: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der Winter-Häufigkeiten (Dez., Jan., Feb.) für das Überschreiten des oberen 10%-Perzentils (links), bzw. für das Unterschreiten des unteren 10%-Perzentils (rechts) der Tagesmittel-Temperaturen 1951 - 2000 an 141 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativber Trend, schwarze Null: unsignifikant.

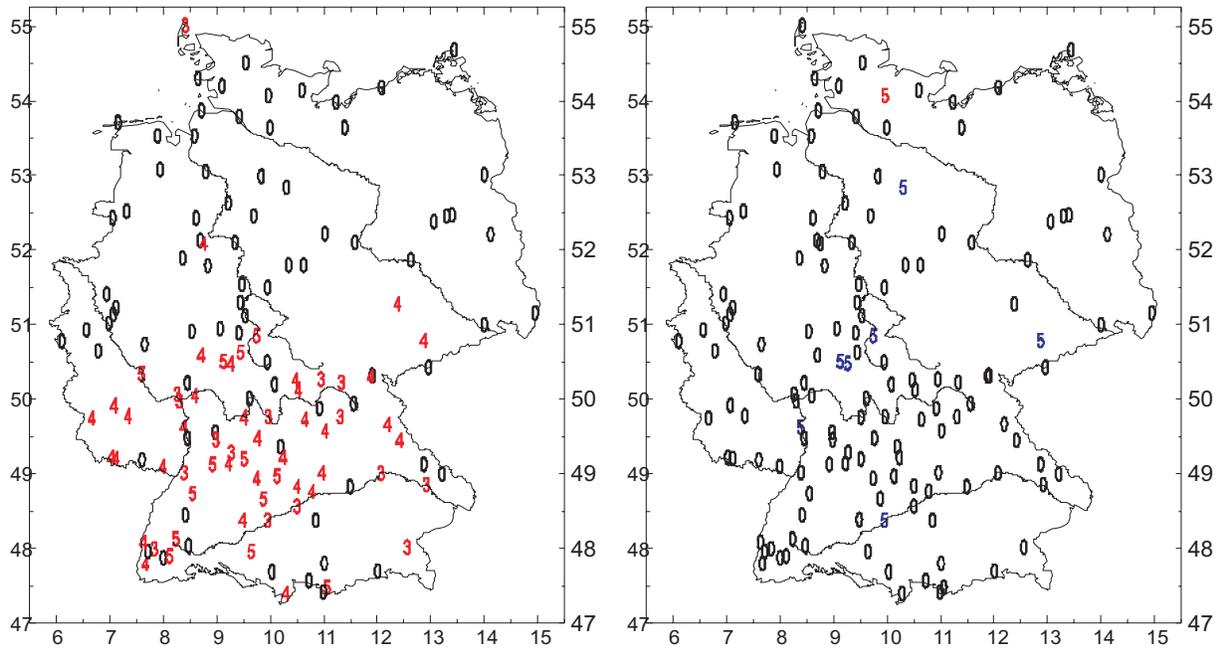


Abbildung B.62: Wie Abb. B.61, jedoch Ordnung der polynomialen Komponente des Streuparameters der Weibullverteilung.

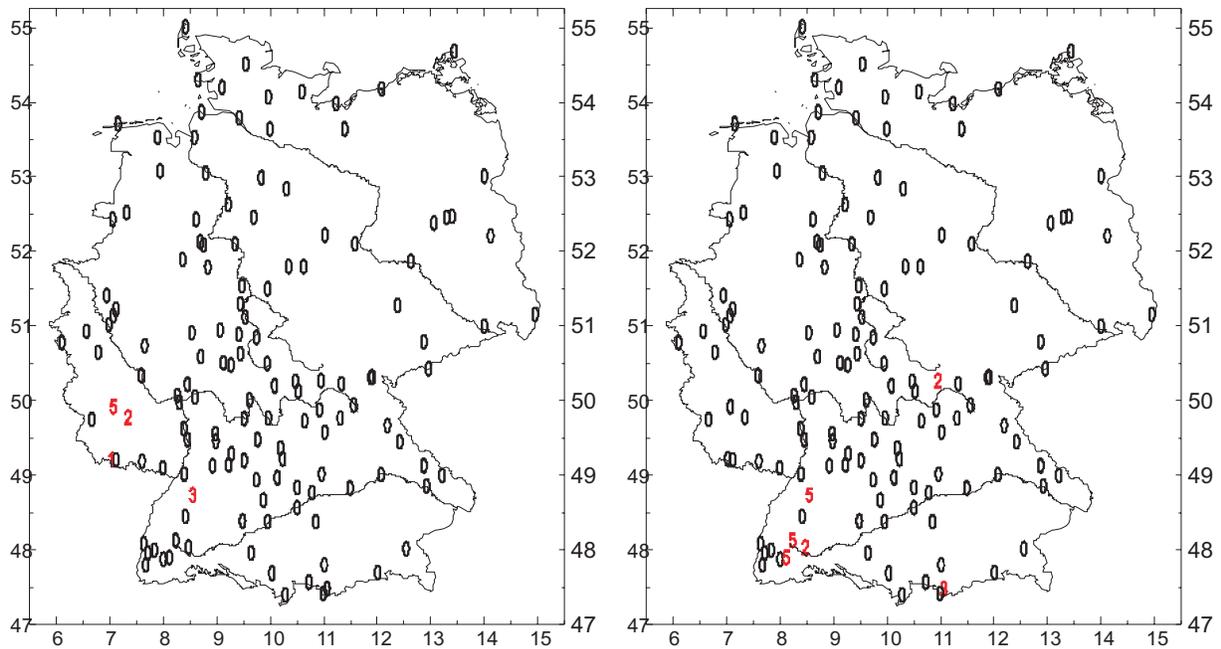


Abbildung B.63: Wie Abb. B.61, jedoch Trendordnung des Formparameters der Weibullverteilung.

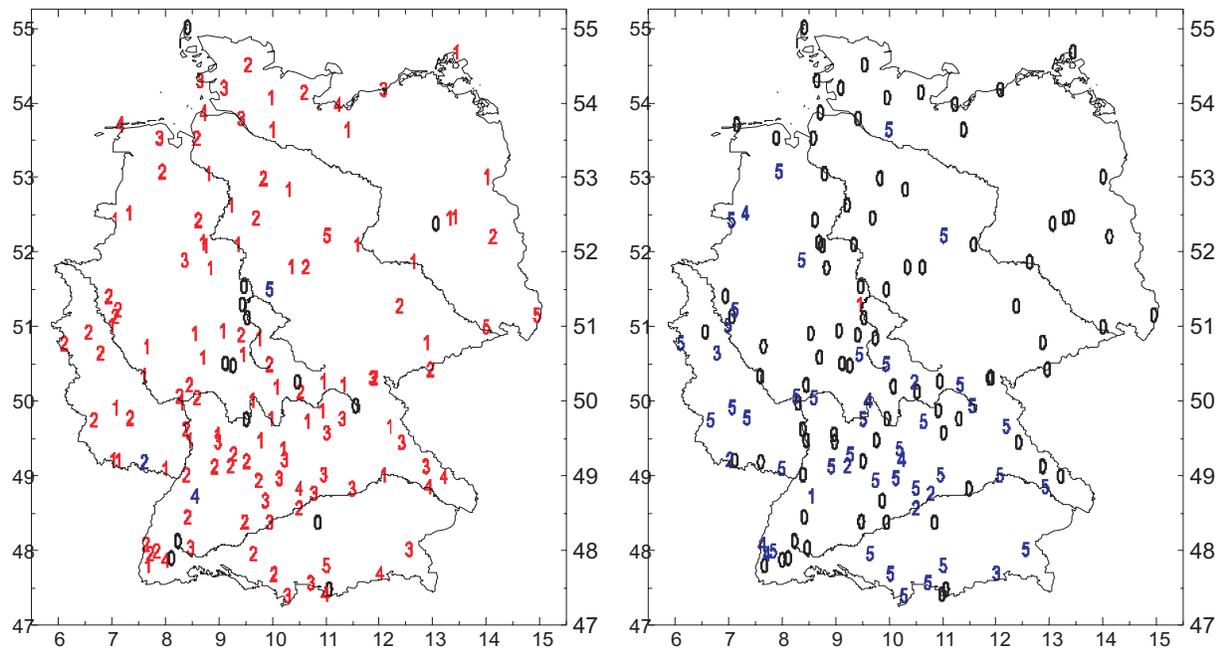


Abbildung B.64: Wie Abb. B.61, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesmittel-Temperaturen.

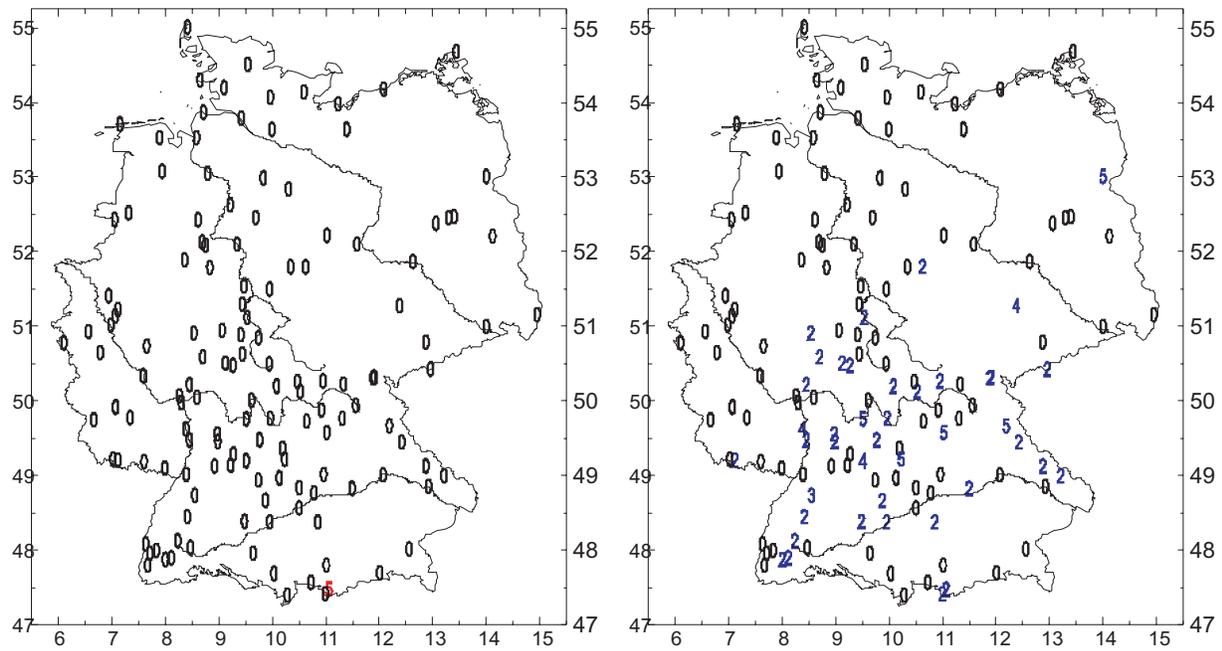


Abbildung B.65: Wie Abb. B.62, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesmittel-Temperaturen.

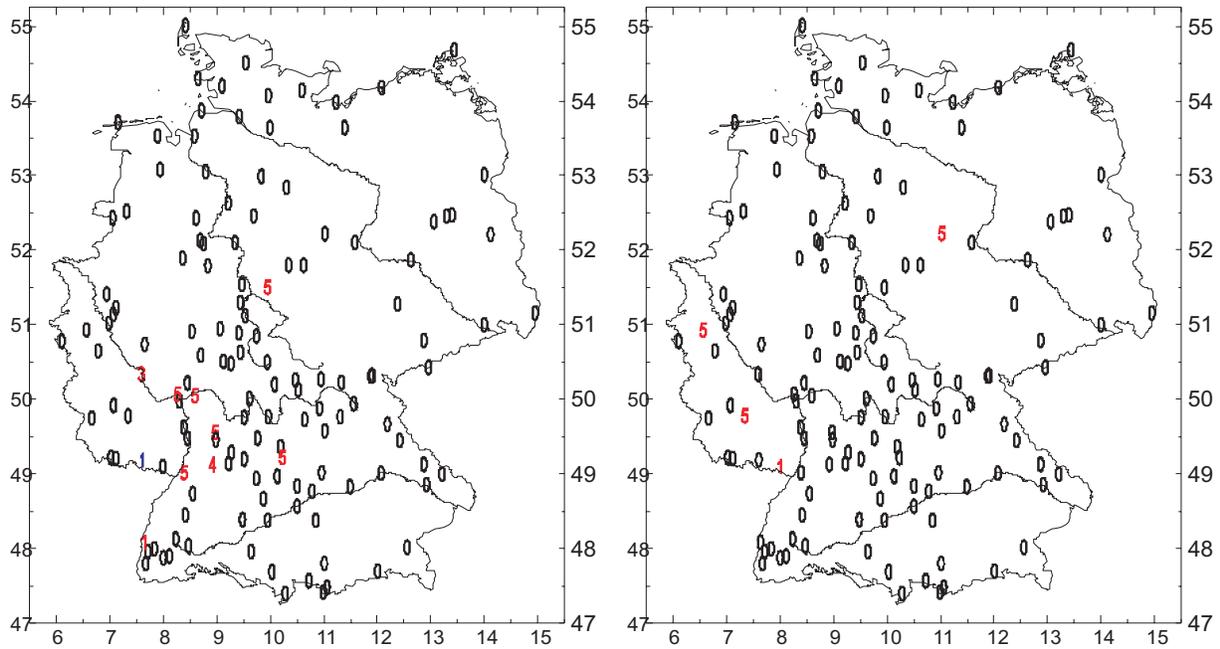


Abbildung B.66: Wie Abb. B.63, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesmittel-Temperaturen.

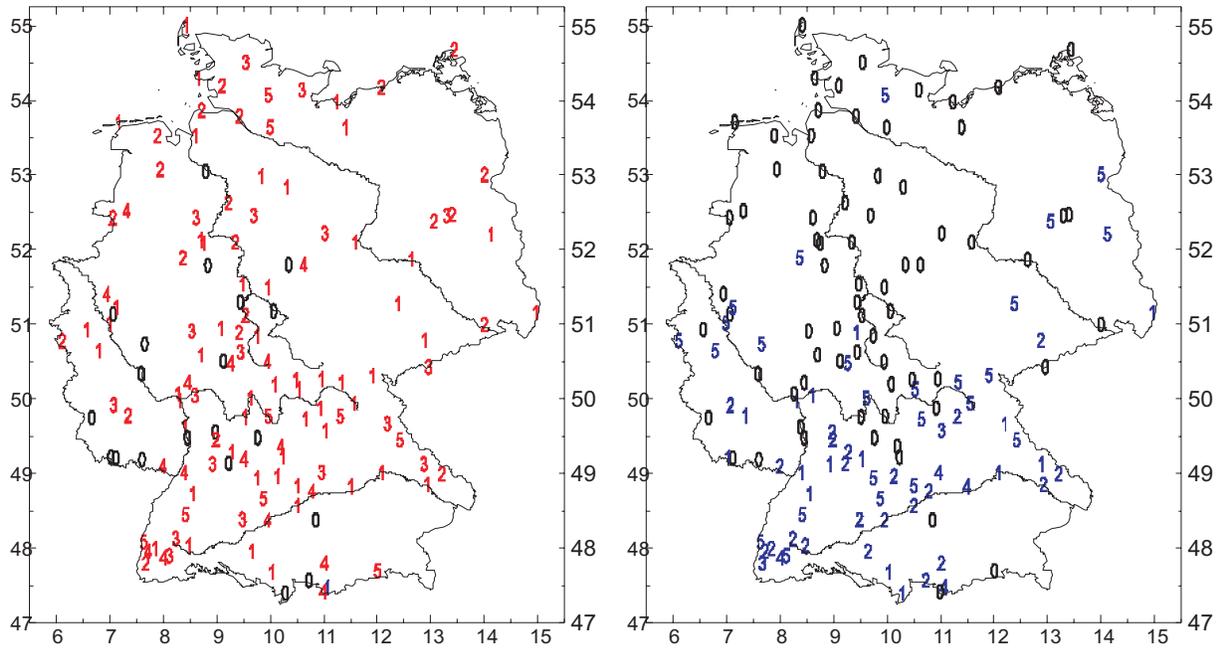


Abbildung B.67: Wie Abb. B.61, jedoch Winter-Häufigkeiten der Tagesminimum-Temperaturen.

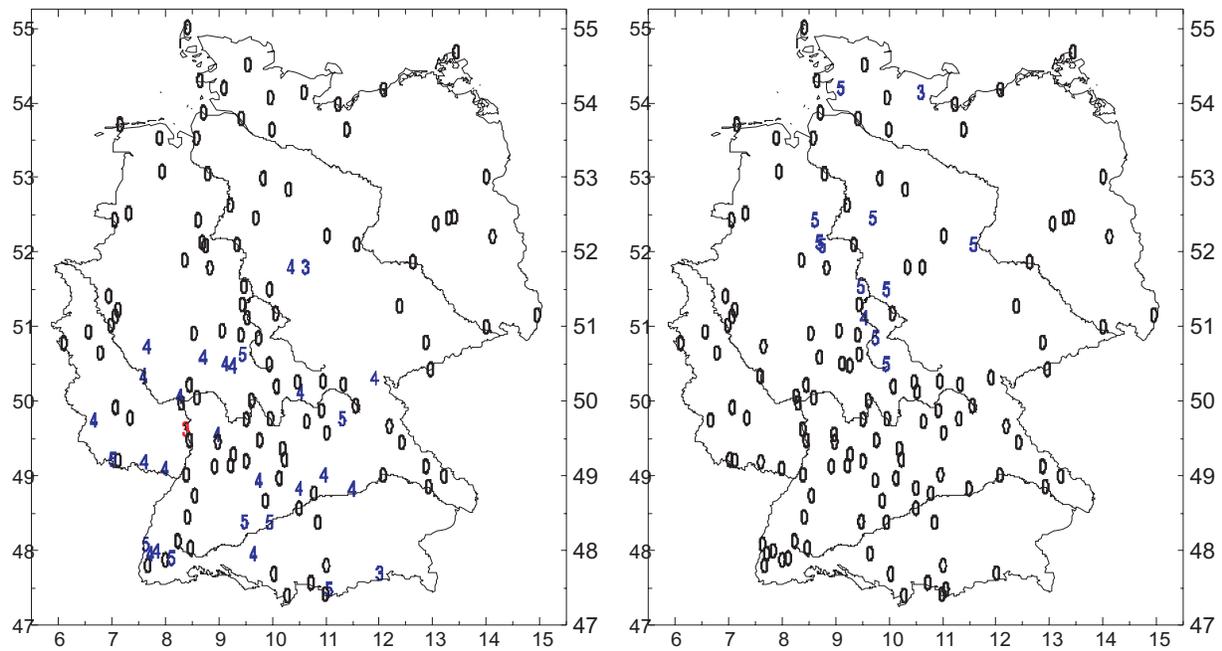


Abbildung B.68: Wie Abb. B.62, jedoch Winter-Häufigkeiten der Tagesminimum-Temperaturen.

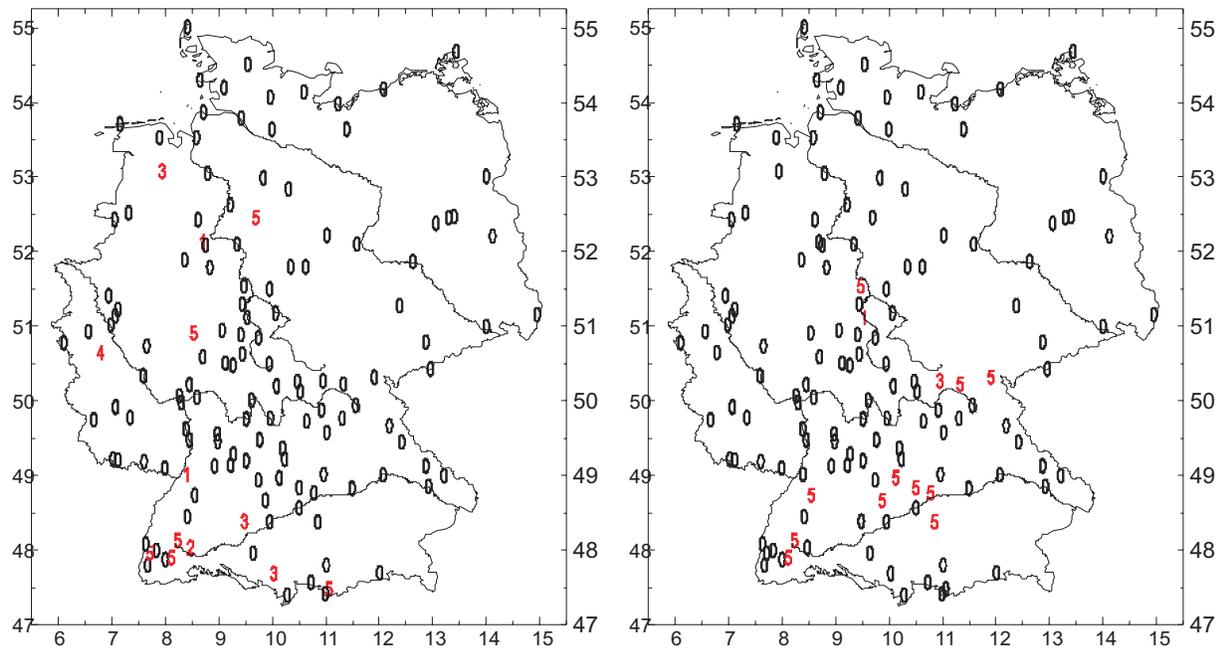


Abbildung B.69: Wie Abb. B.63, jedoch Winter-Häufigkeiten der Tagesminimum-Temperaturen.

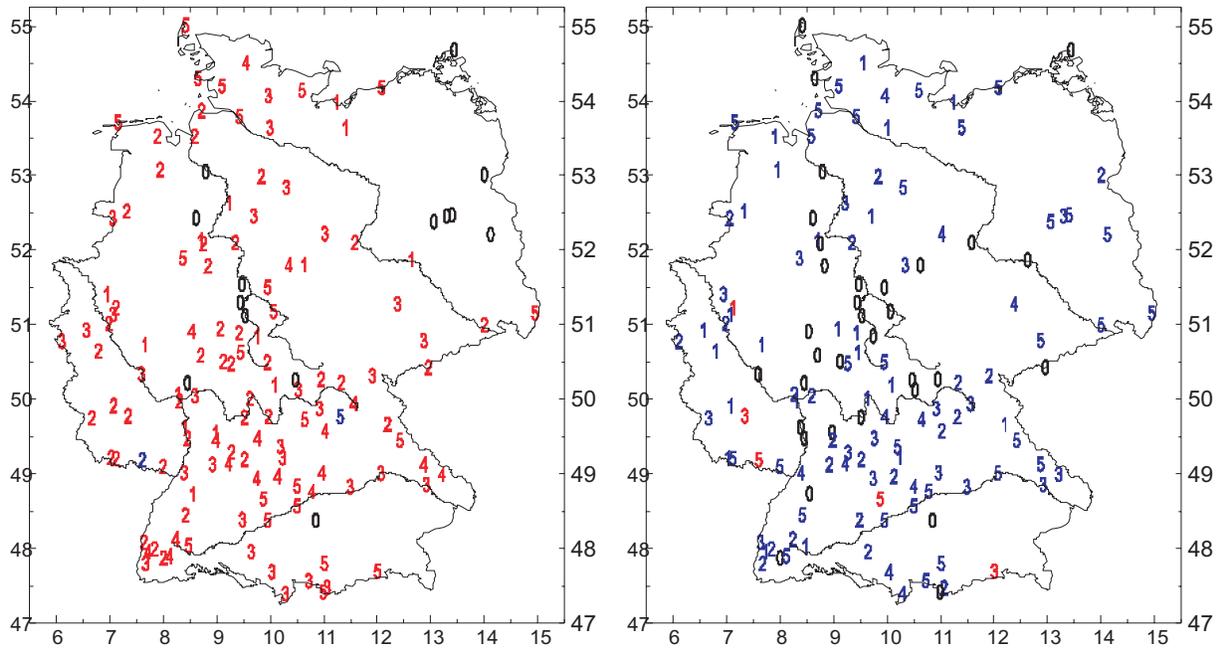


Abbildung B.70: Wie Abb. B.64, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesminimum-Temperaturen.

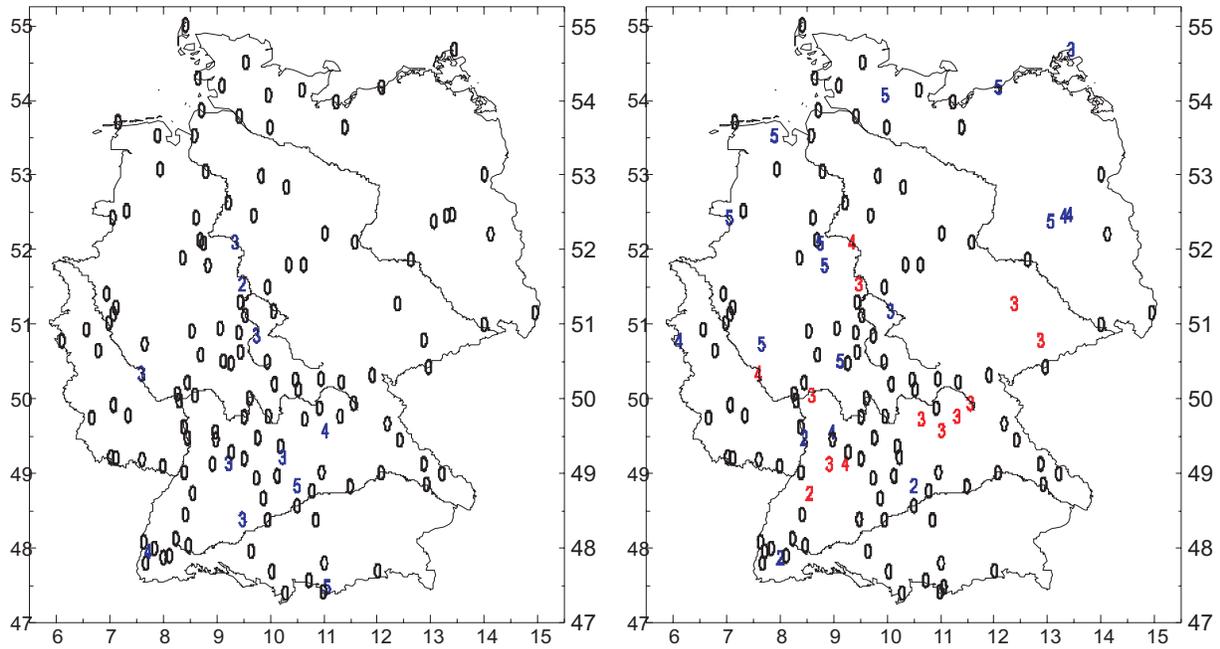


Abbildung B.71: Wie Abb. B.65, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesminimum-Temperaturen.

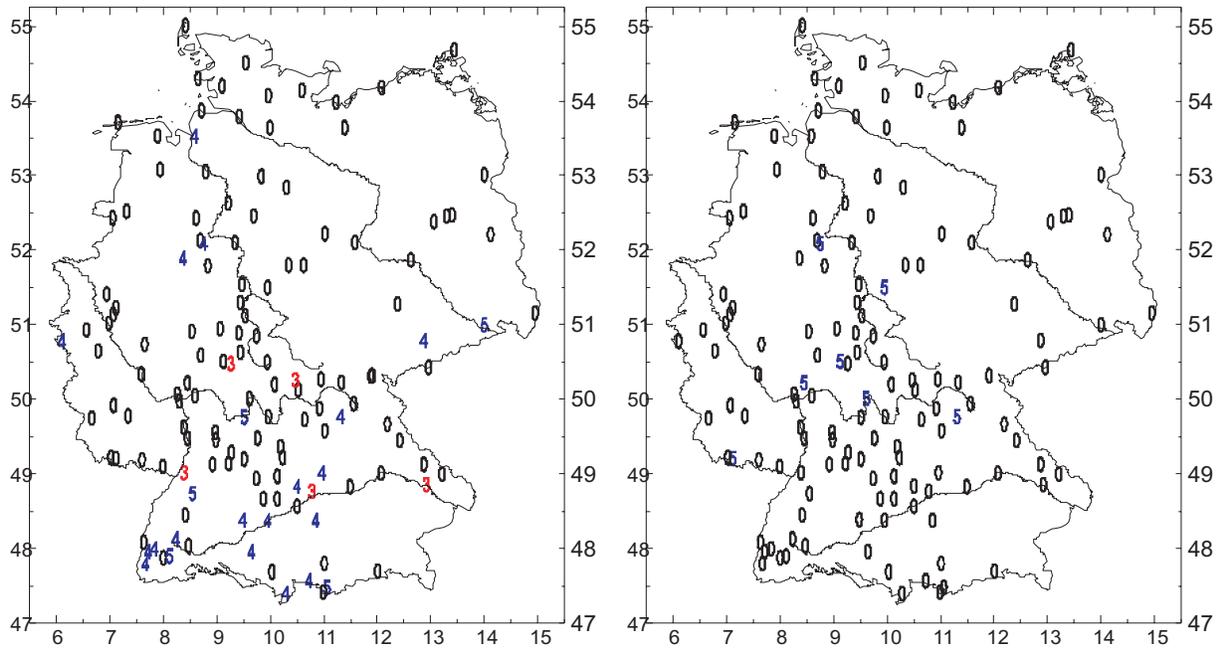


Abbildung B.74: Wie Abb. B.62, jedoch Winter-Häufigkeiten der Tagesmaximum-Temperaturen.

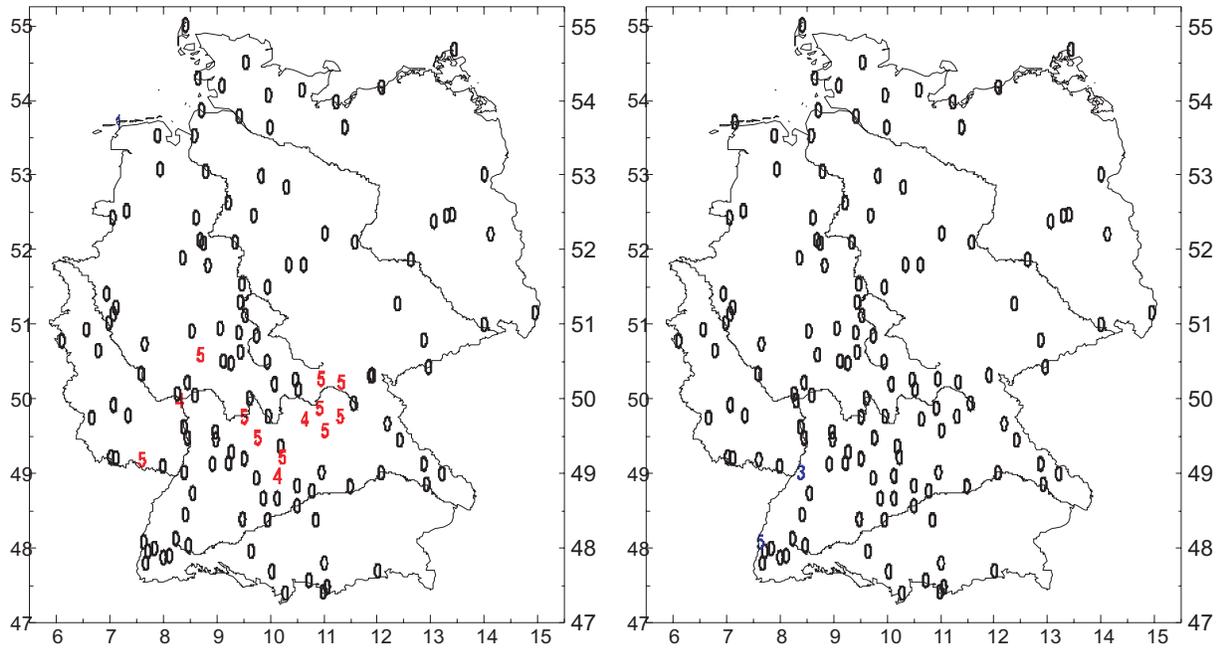


Abbildung B.75: Wie Abb. B.63, jedoch Winter-Häufigkeiten der Tagesmaximum-Temperaturen.

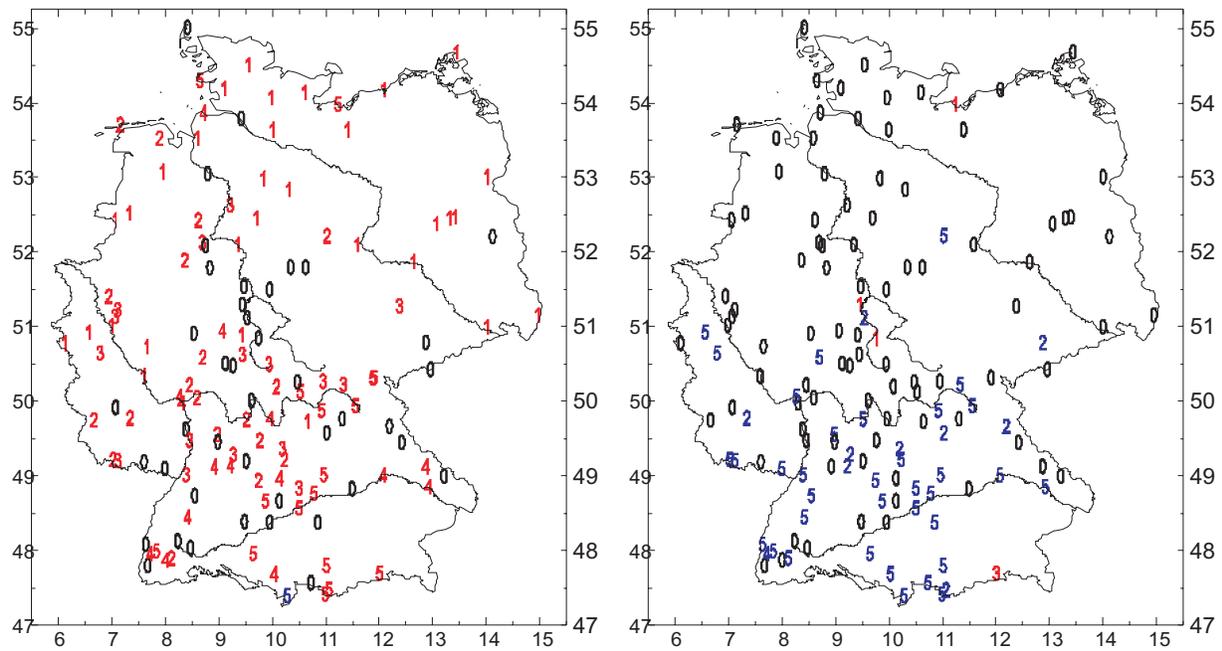


Abbildung B.76: Wie Abb. B.64, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesmaximum-Temperaturen.

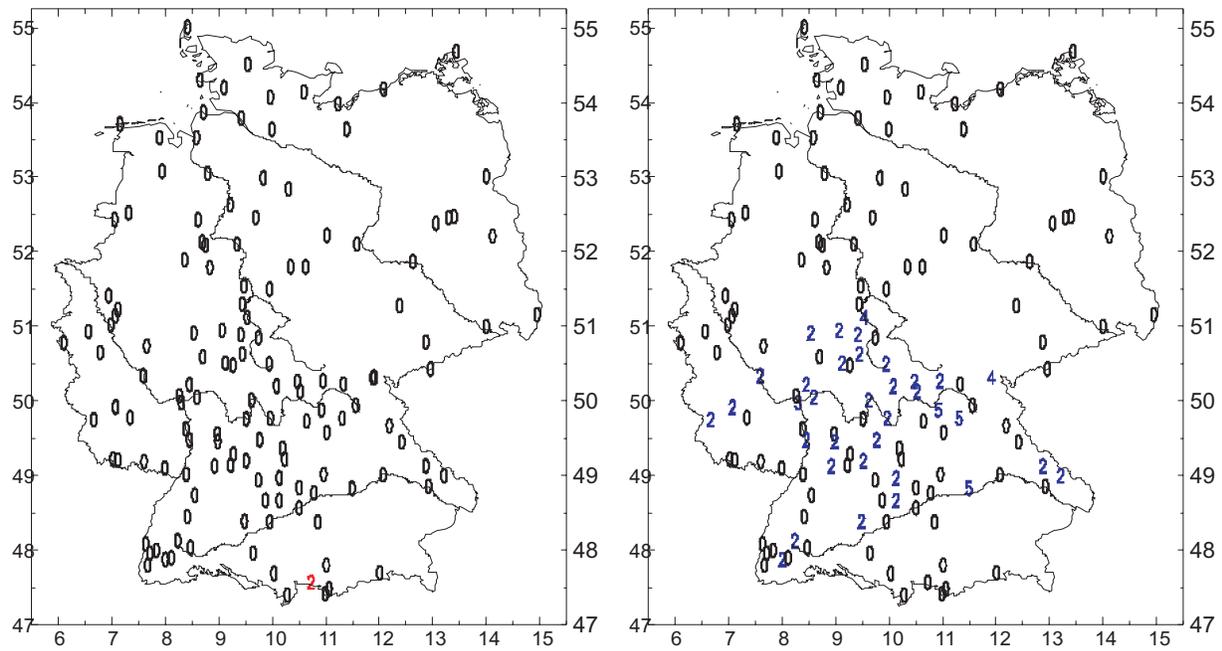


Abbildung B.77: Wie Abb. B.65, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesmaximum-Temperaturen.

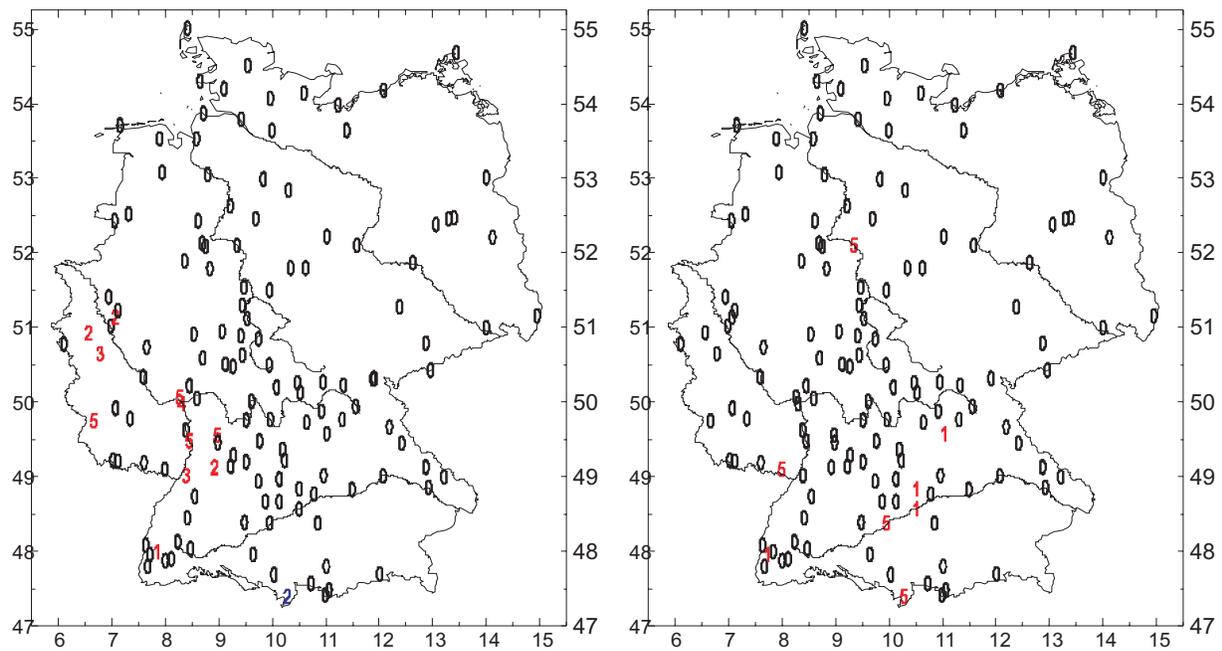


Abbildung B.78: Wie Abb. B.66, jedoch Sommer-Häufigkeiten der Tagesmaximum-Temperaturen.

B.2 Niederschlag

B.2.1 Monatssummen 1901 - 2000

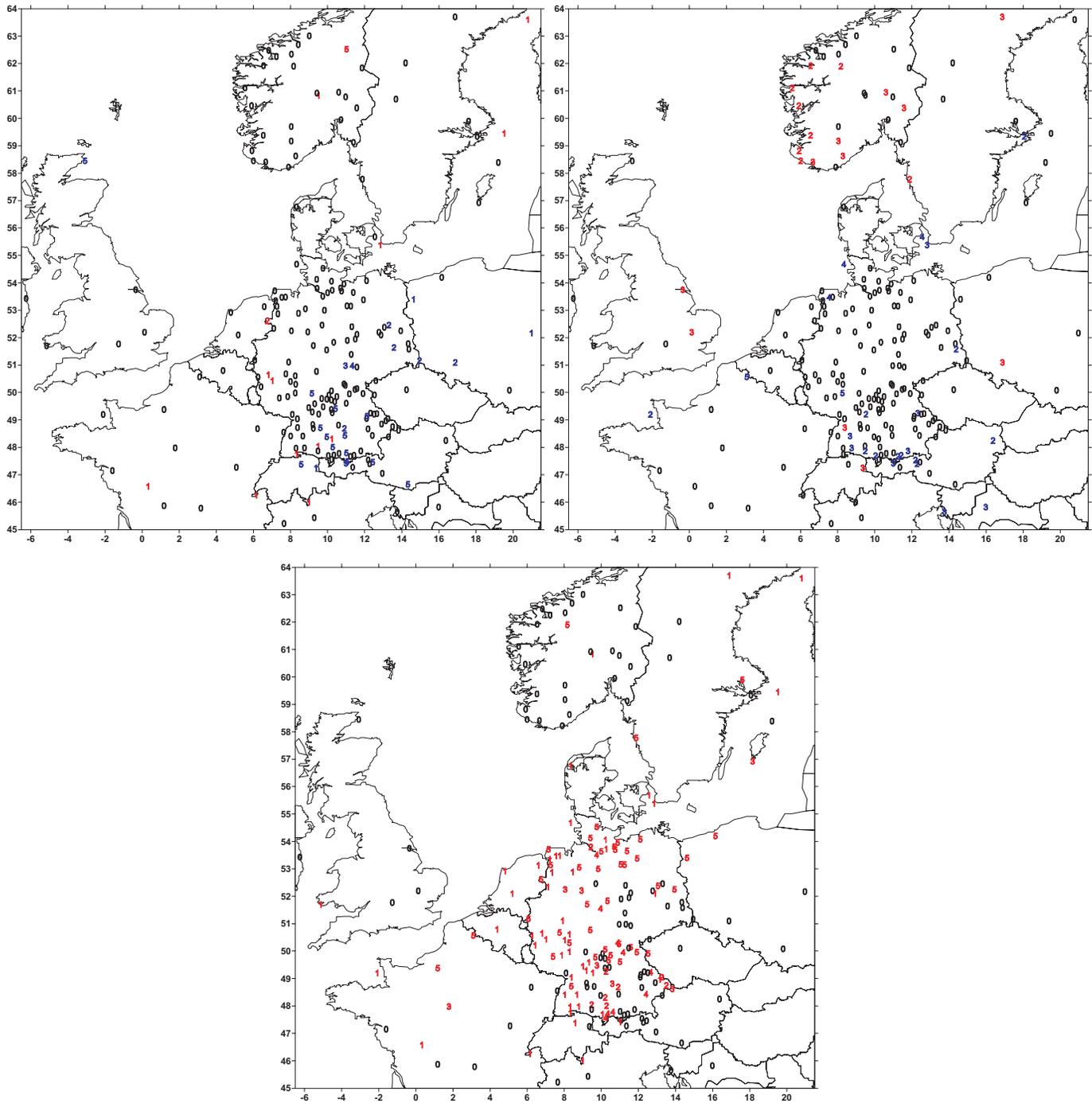


Abbildung B.79: Trendordnung des Lageparameters (oben links), Ordnung der polynomialen Komponente des Lageparameters (oben rechts) und Trendordnung des Streuparameters (unten) der Januarsummen an 212 Stationen des Niederschlages 1901 -2000 (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ). Analyse basierend auf Gumbel-Verteilung.

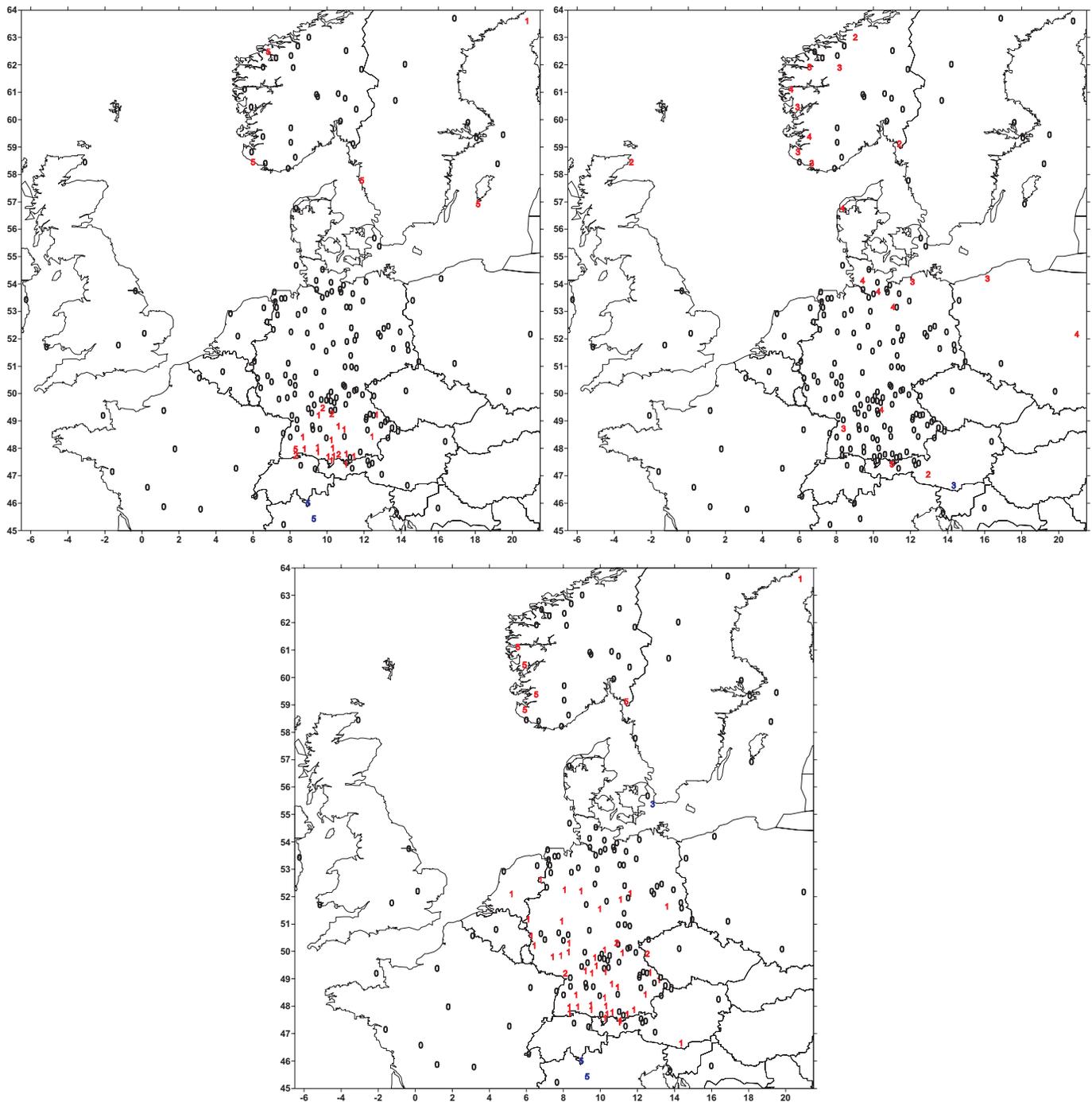


Abbildung B.80: Wie Abb. B.79, jedoch Februarsummen.

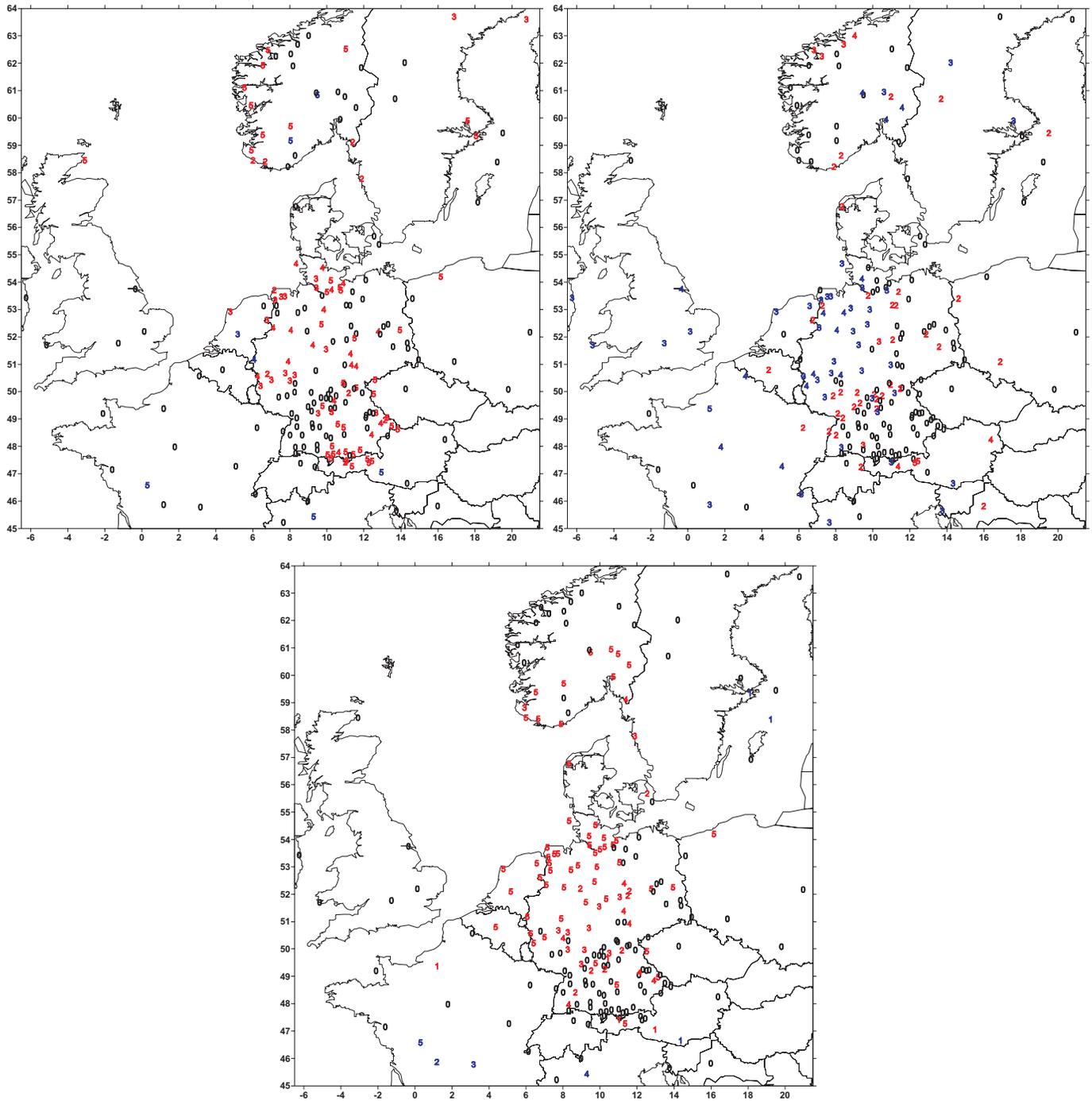


Abbildung B.81: Wie Abb. B.79, jedoch Märzsummen.

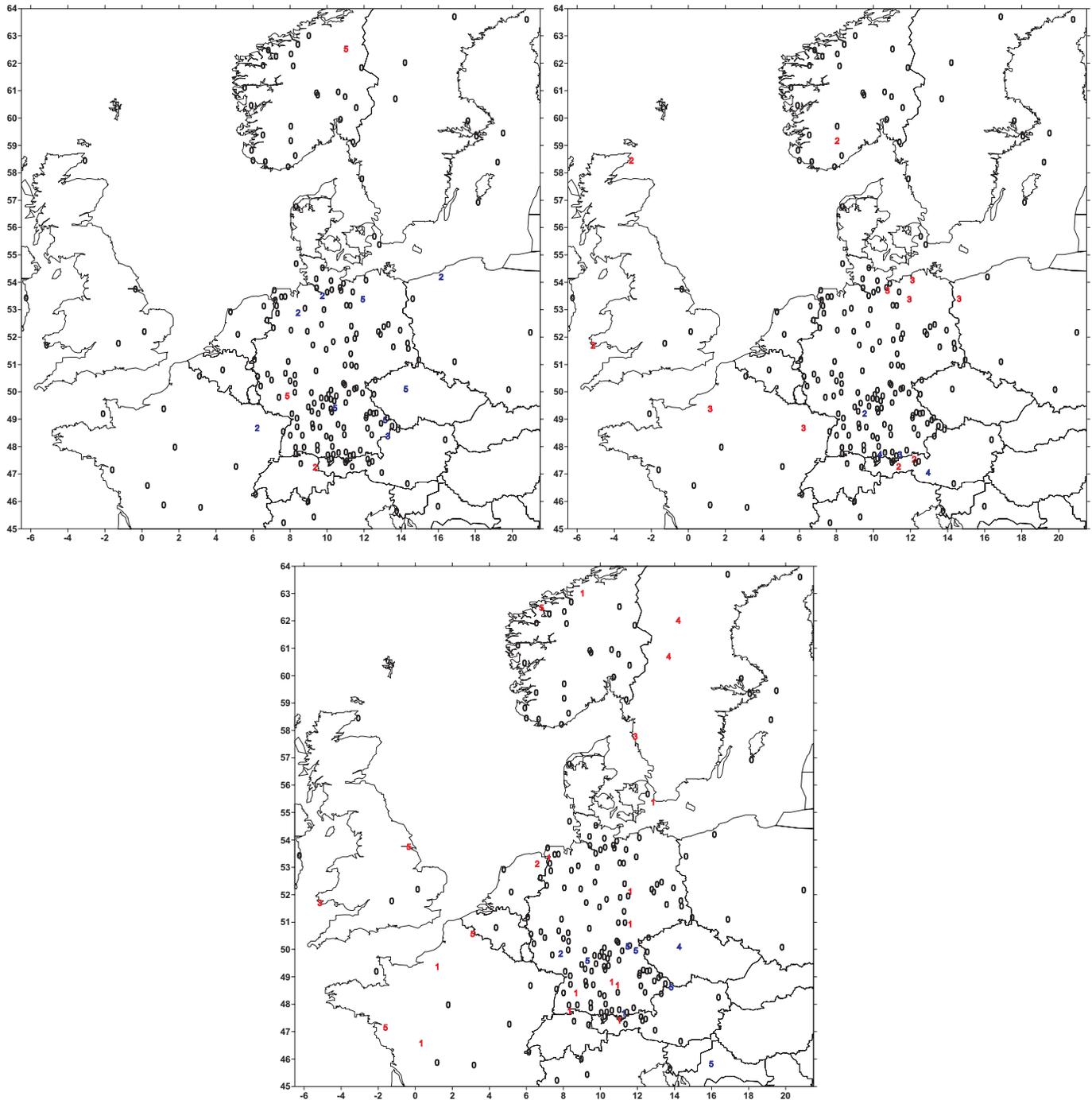


Abbildung B.82: Wie Abb. B.79, jedoch Aprilsummen.

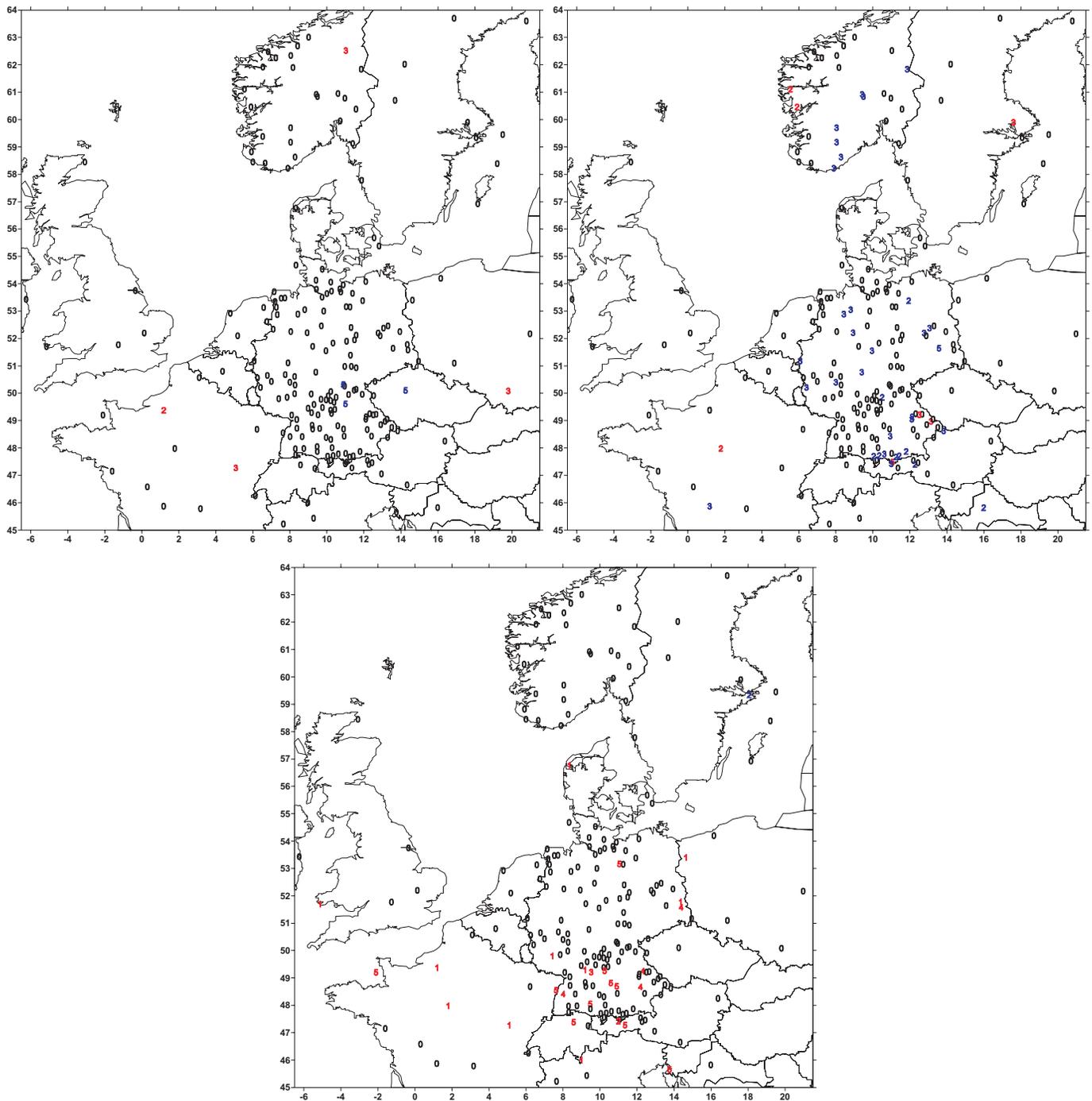


Abbildung B.83: Wie Abb. B.79, jedoch Maisummen.

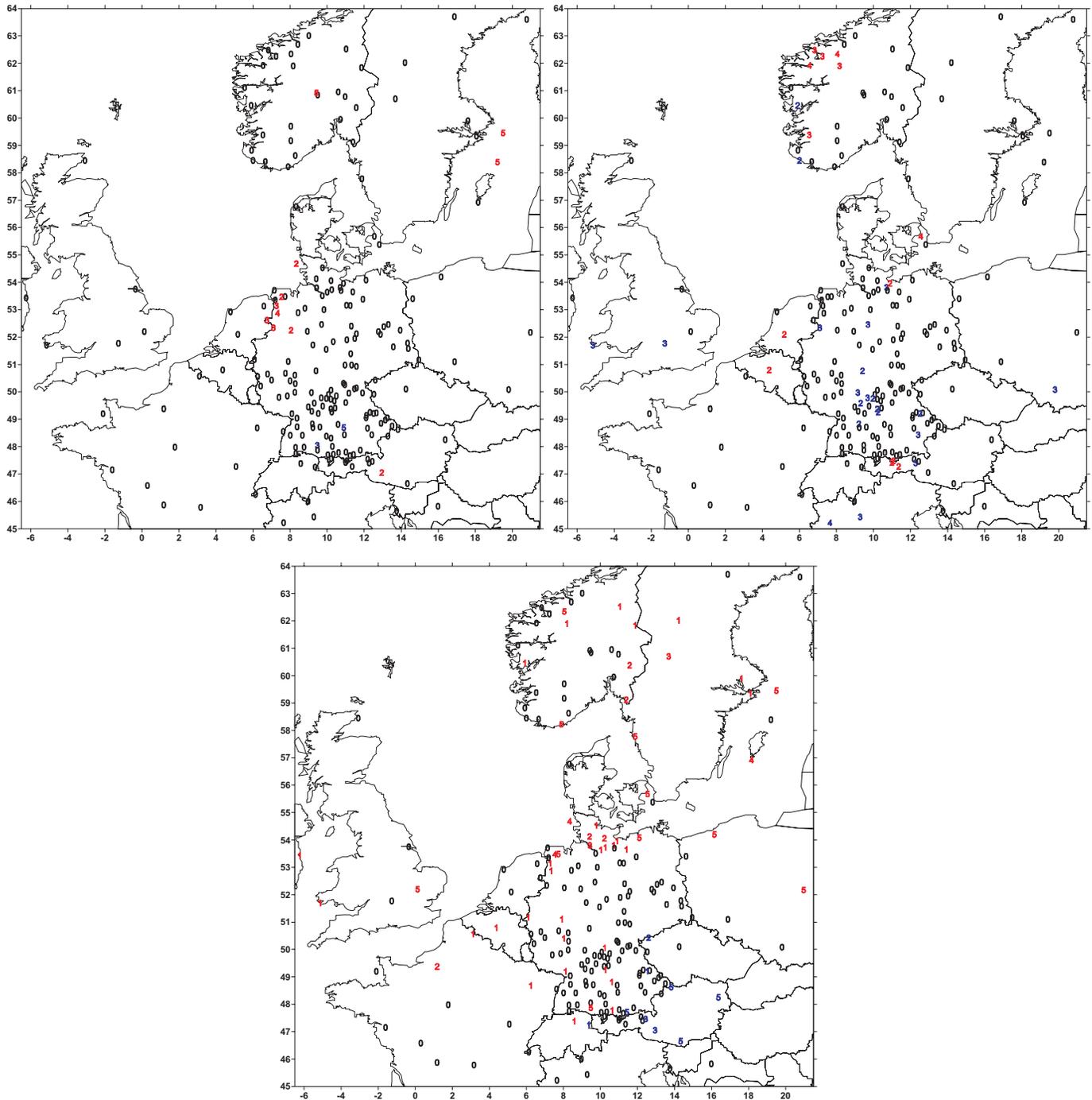


Abbildung B.84: Wie Abb. B.79, jedoch Junisummen.

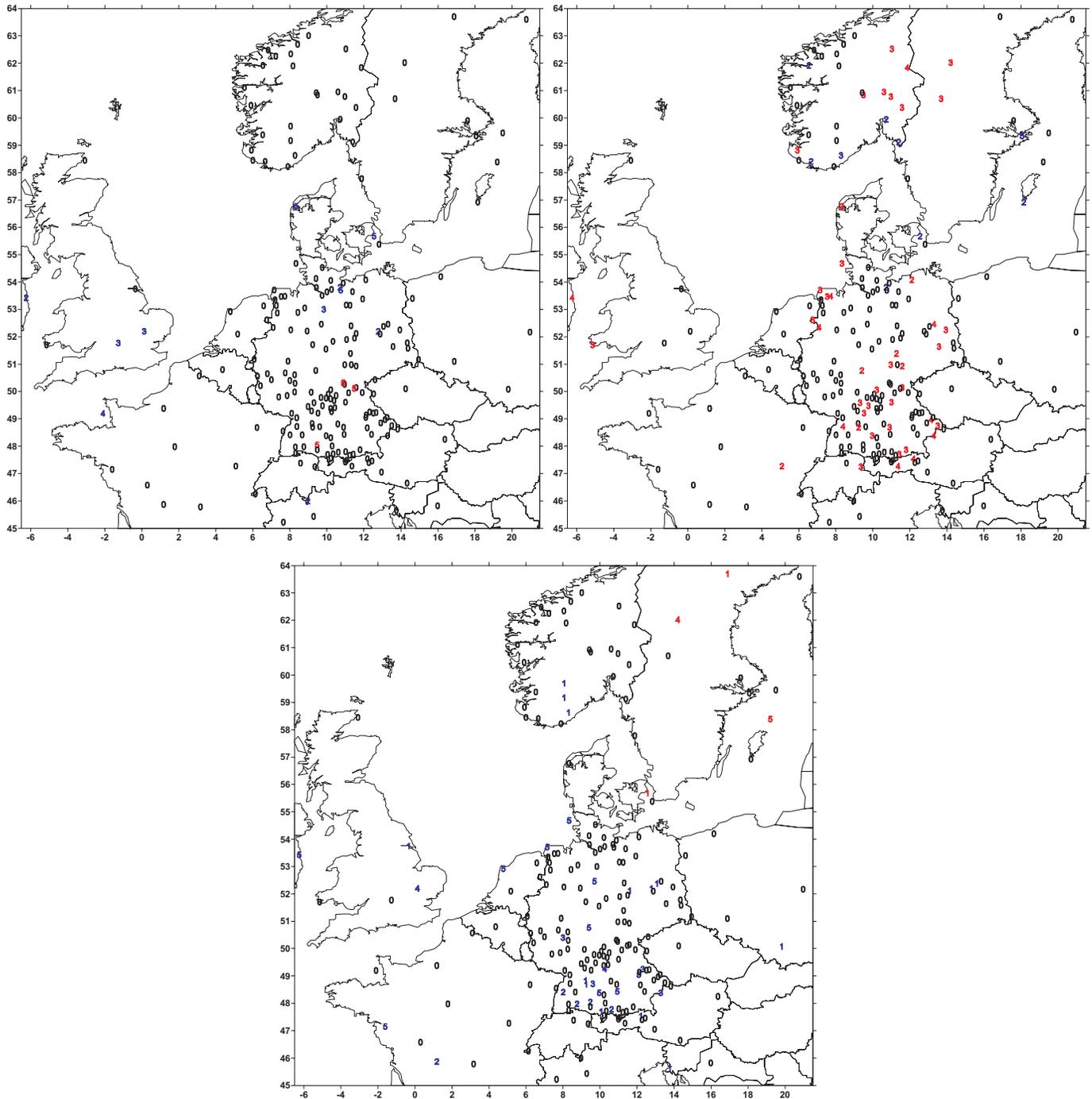


Abbildung B.85: Wie Abb. B.79, jedoch Julisummen.

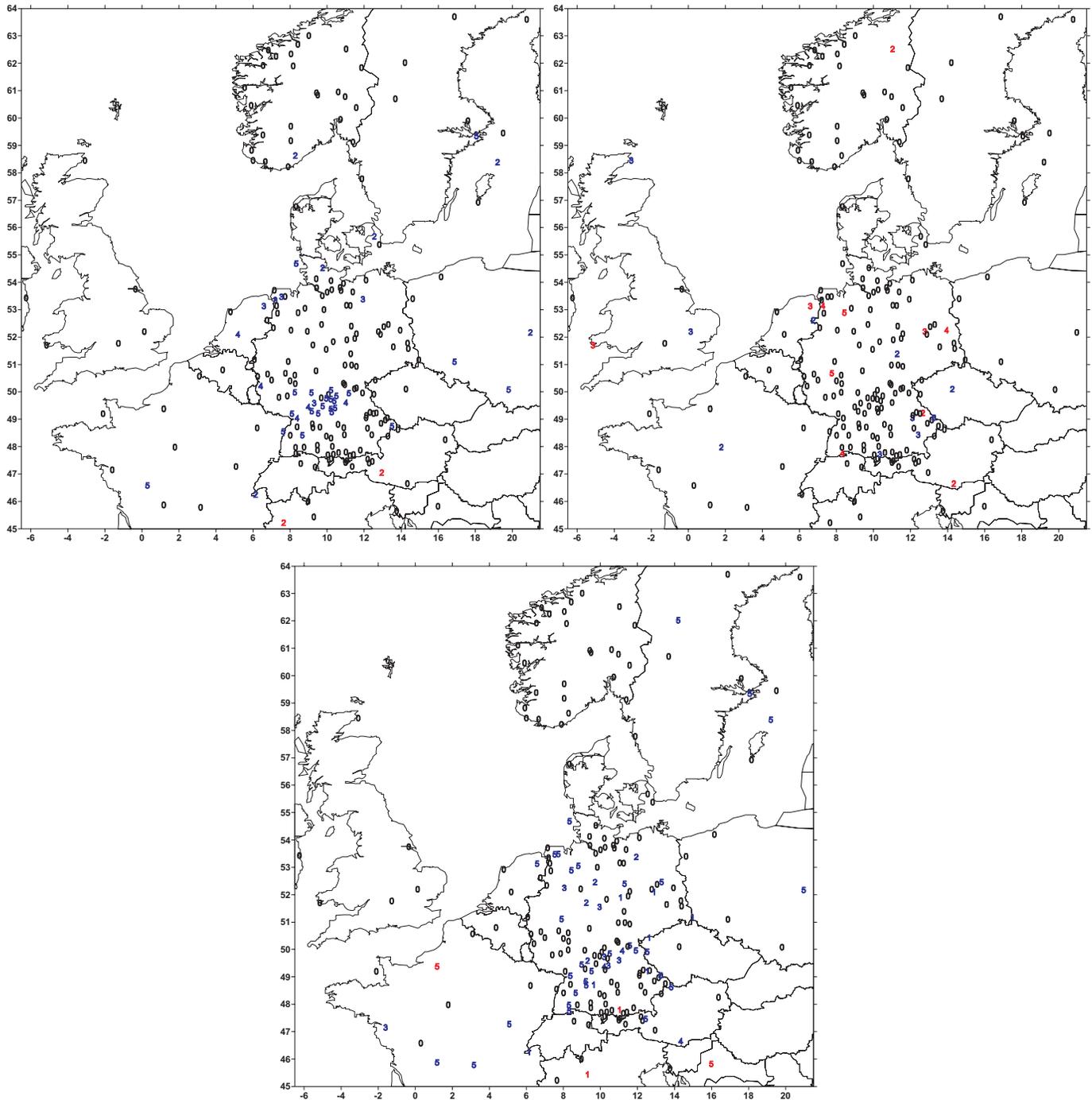


Abbildung B.86: Wie Abb. B.79, jedoch Augustsummen.

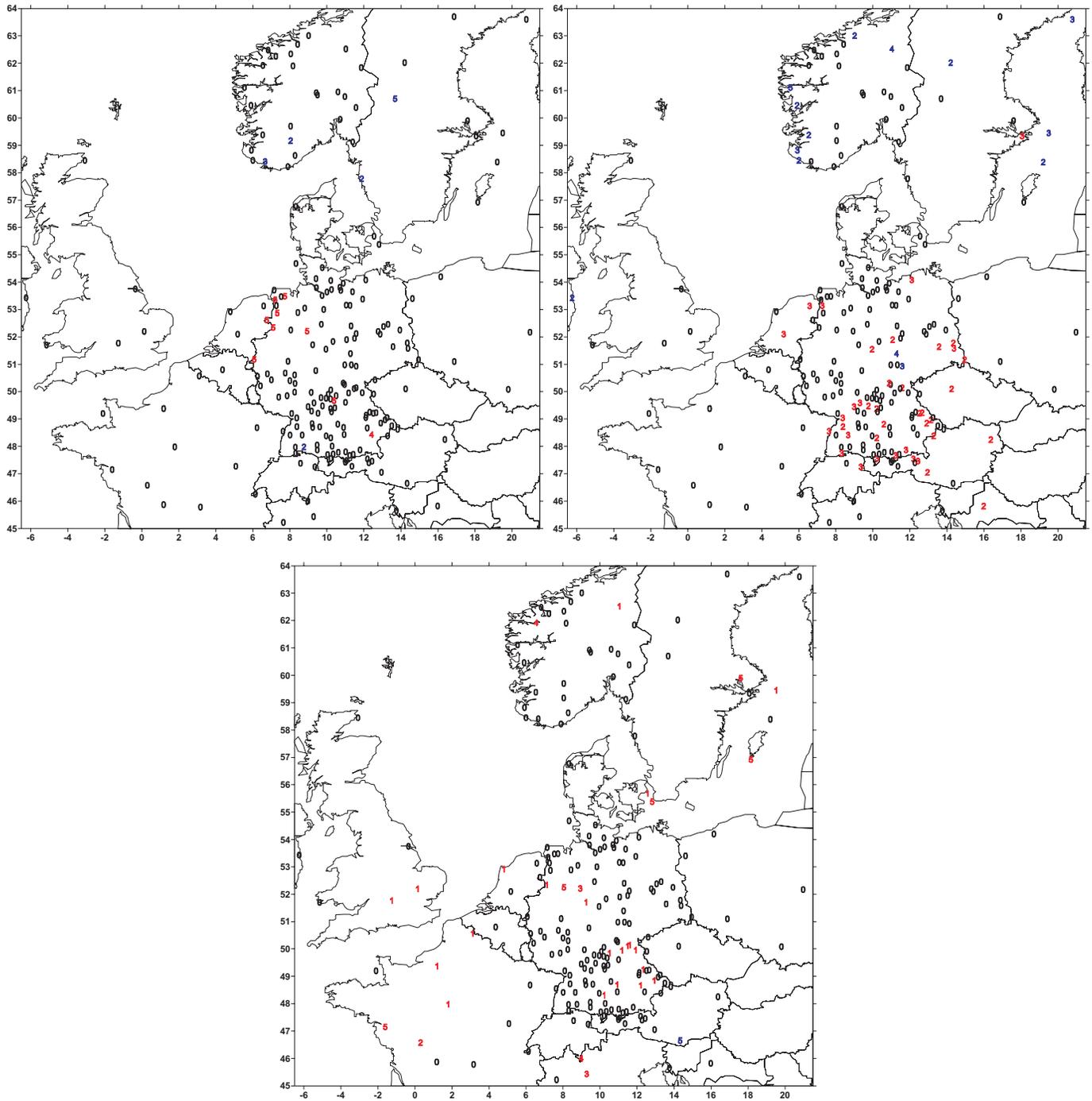


Abbildung B.87: Wie Abb. B.79, jedoch Septembersummen.

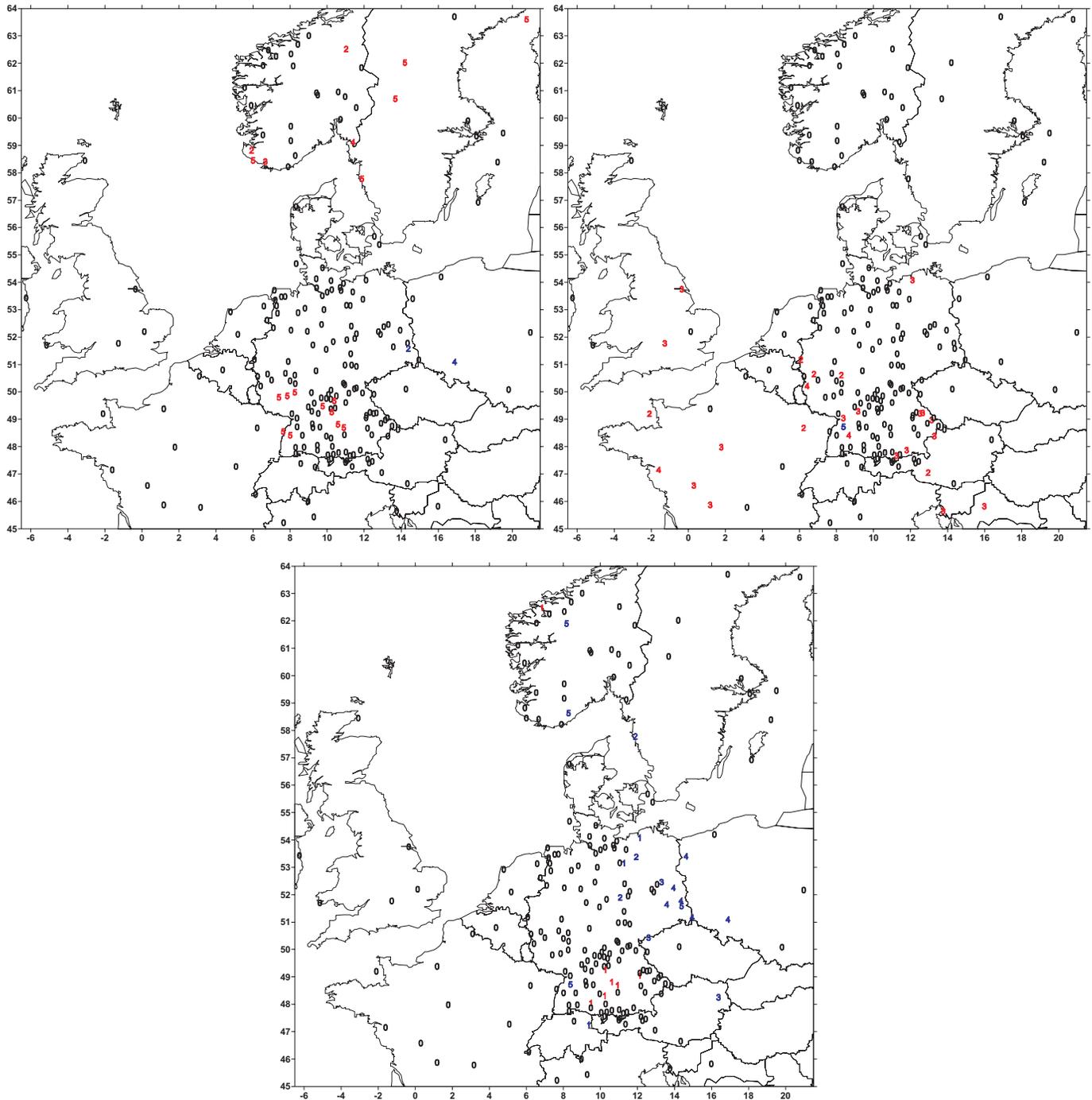


Abbildung B.88: Wie Abb. B.79, jedoch Oktobersummen.

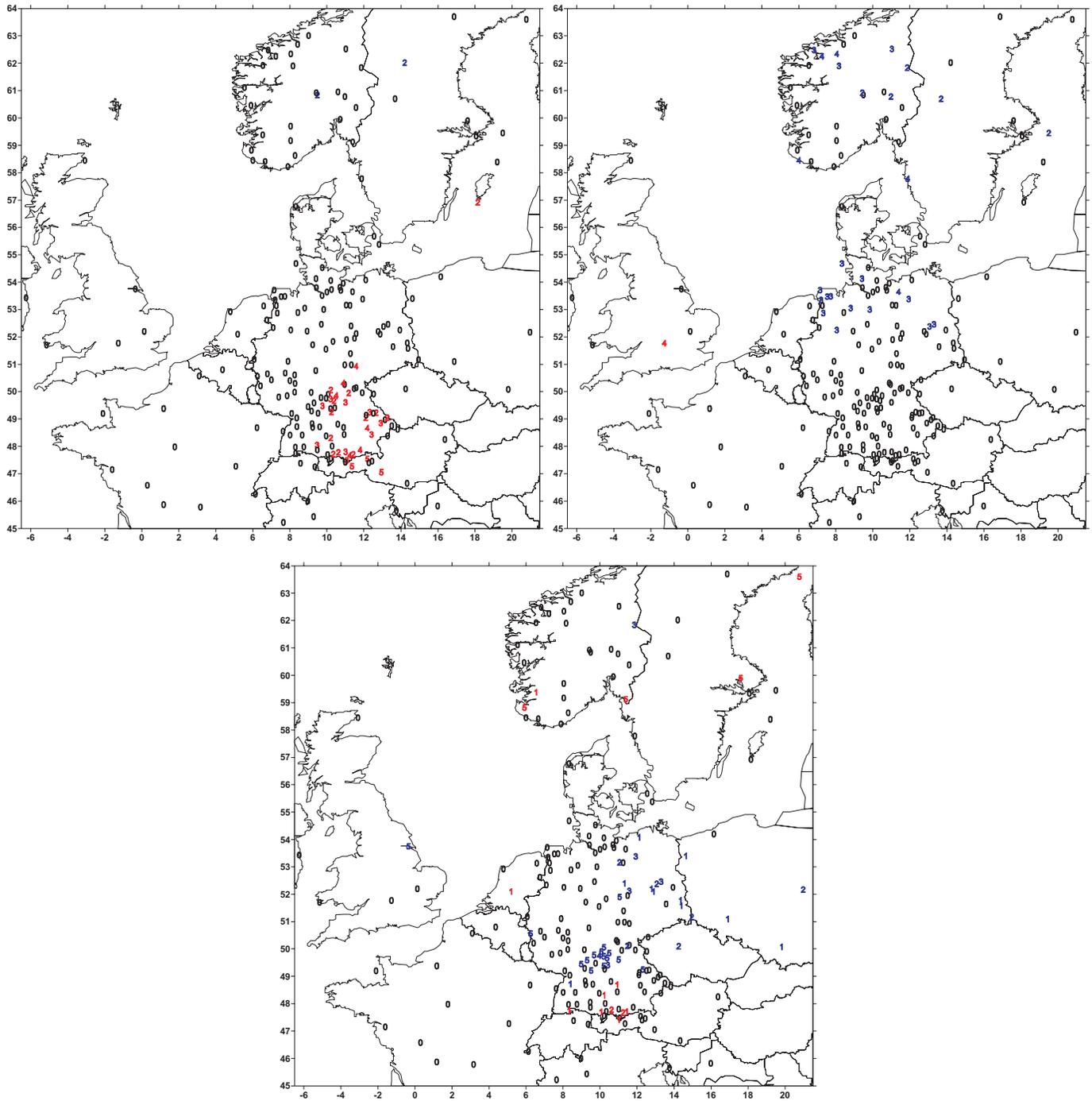


Abbildung B.89: Wie Abb. B.79, jedoch Novembersummen.

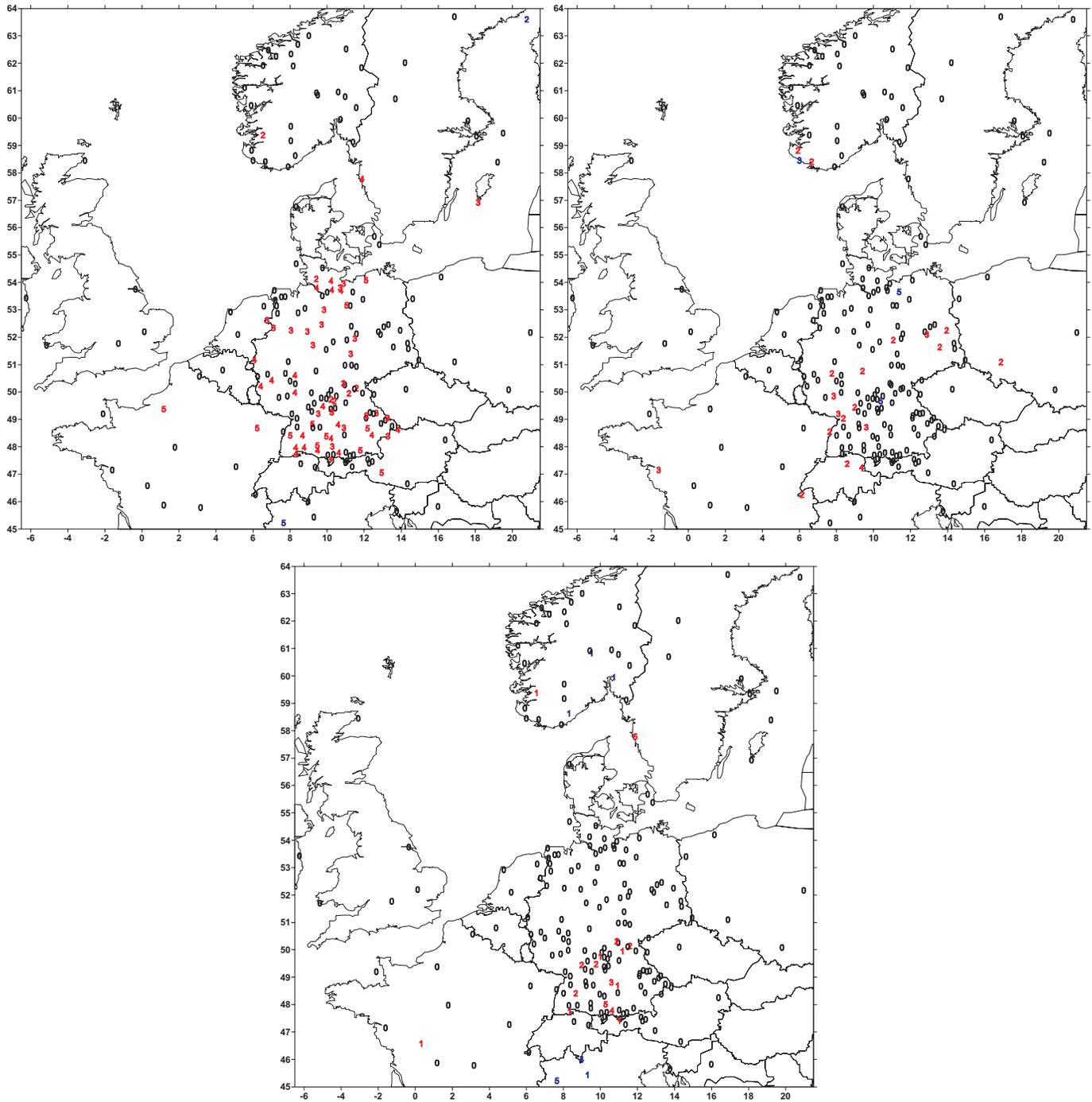


Abbildung B.90: Wie Abb. B.79, jedoch Dezembersummen.

B.2.2 Saisonale Summen 1901 - 2000

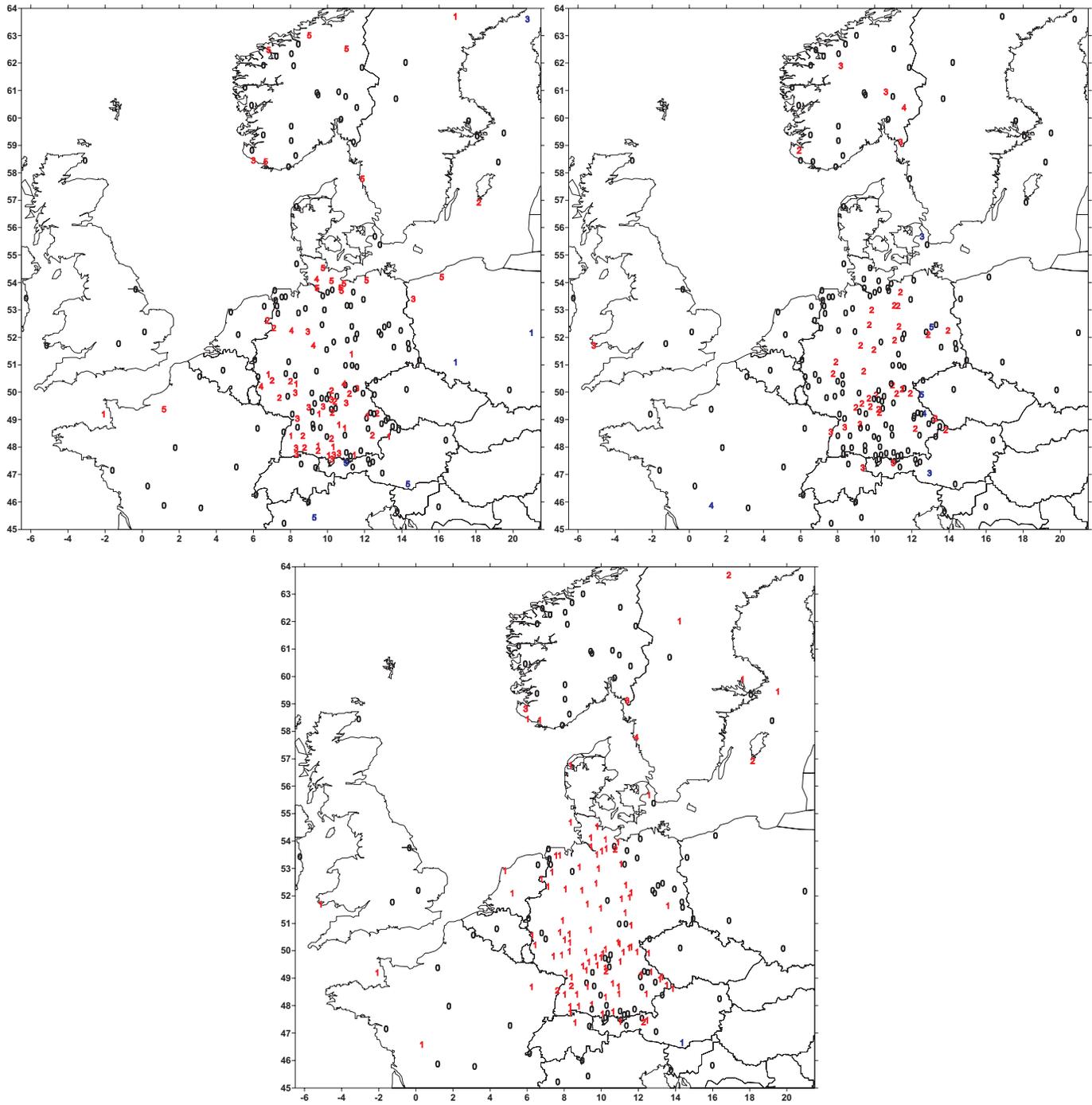


Abbildung B.91: Wie Abb. B.79, jedoch Wintersummen.

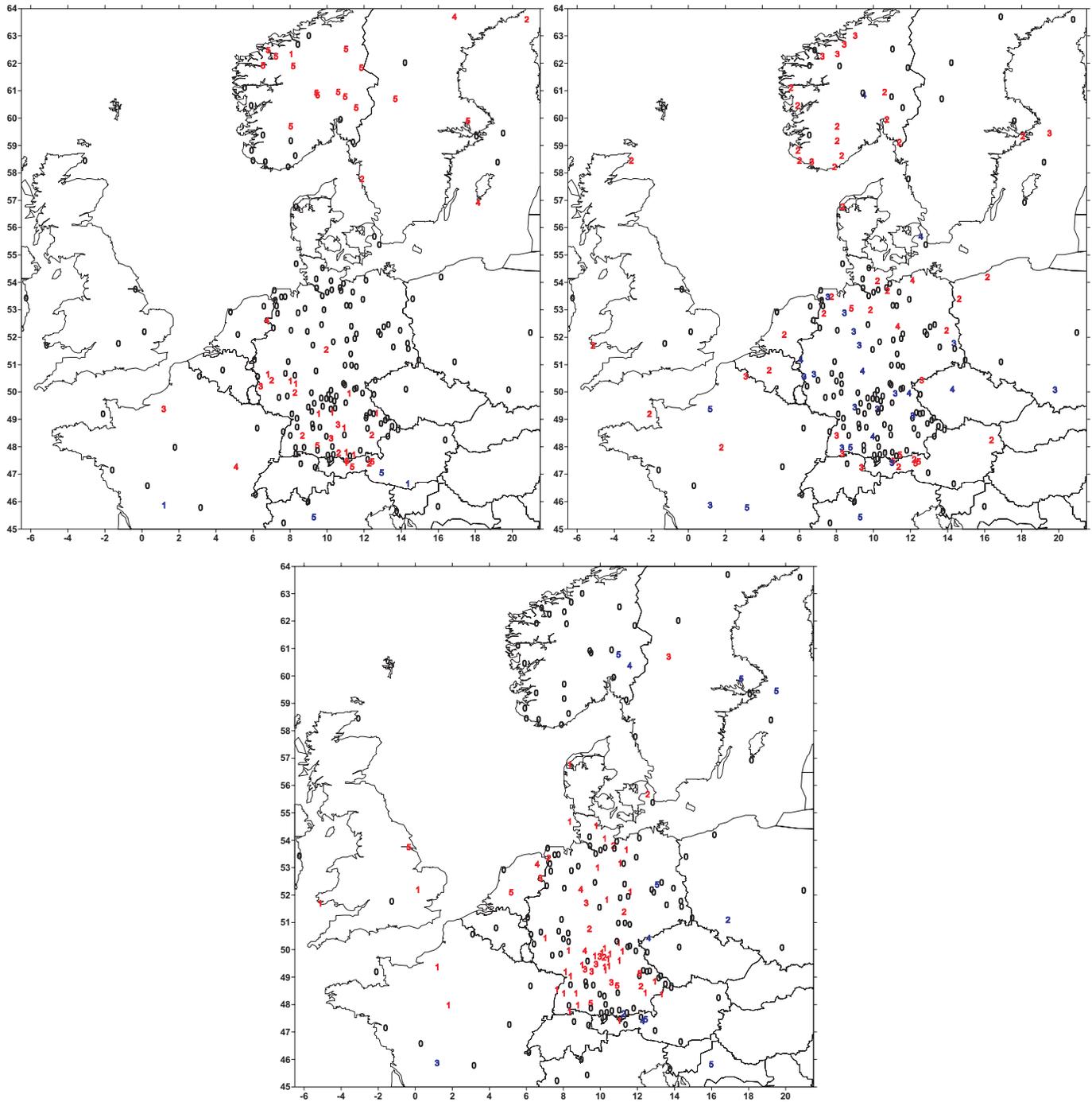


Abbildung B.92: Wie Abb. B.79, jedoch Frühjahrssummen.

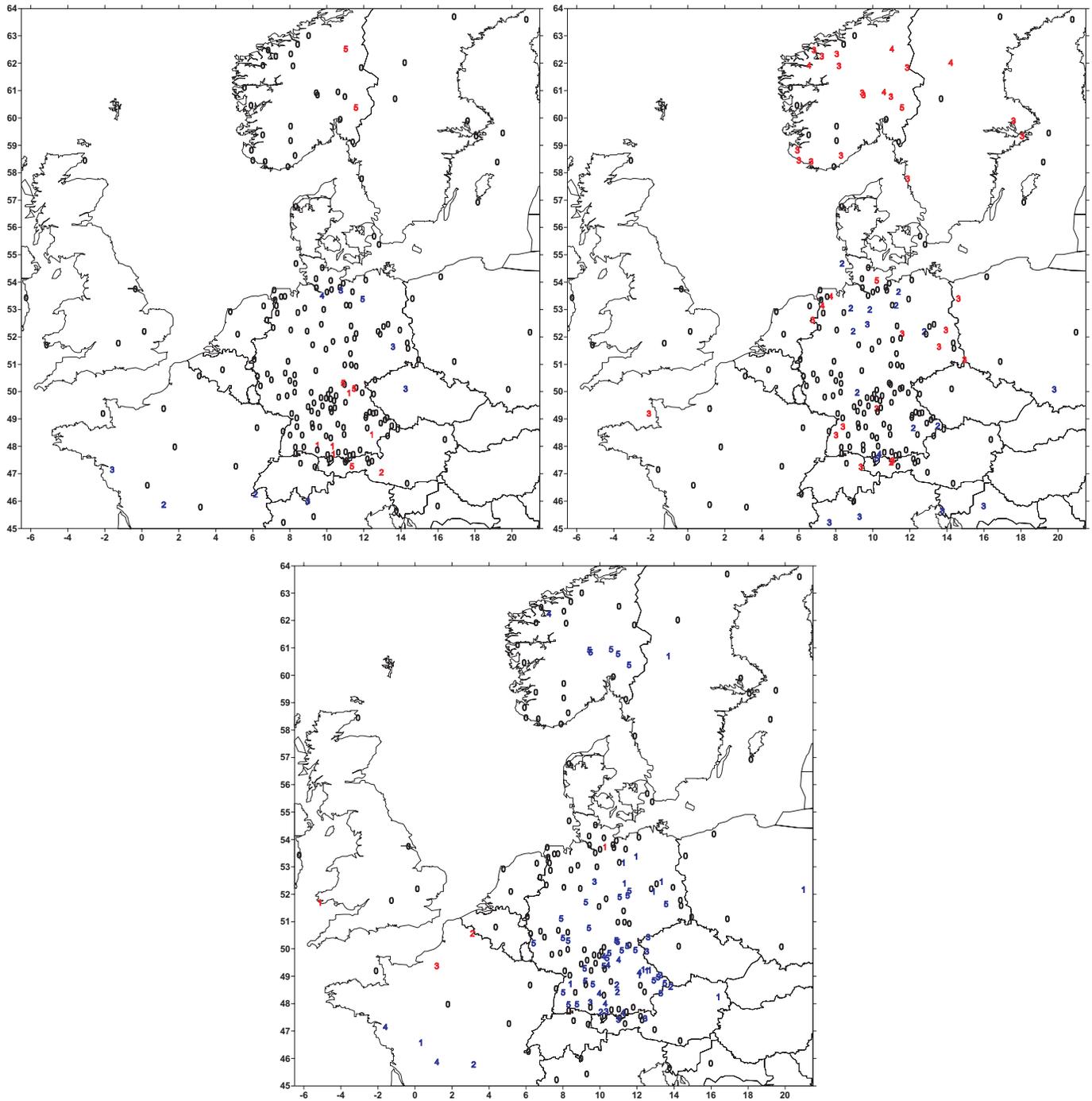


Abbildung B.93: Wie Abb. B.79, jedoch Sommersummen.

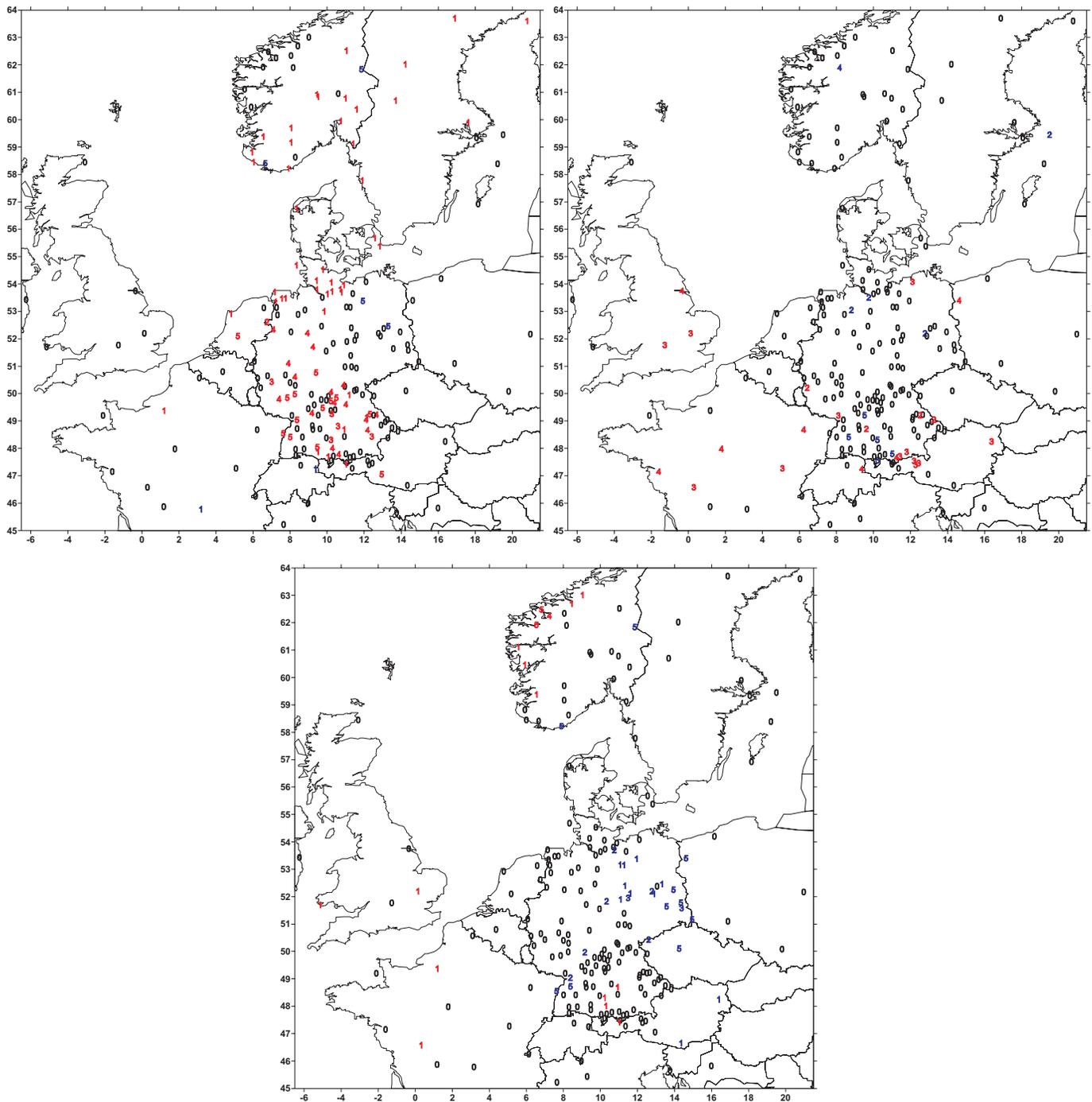


Abbildung B.94: Wie Abb. B.79, jedoch Herbstsummen.

B.2.3 Niederschlag-Tagesdaten 1901 - 2000; Mann-Kendall-Trendtests

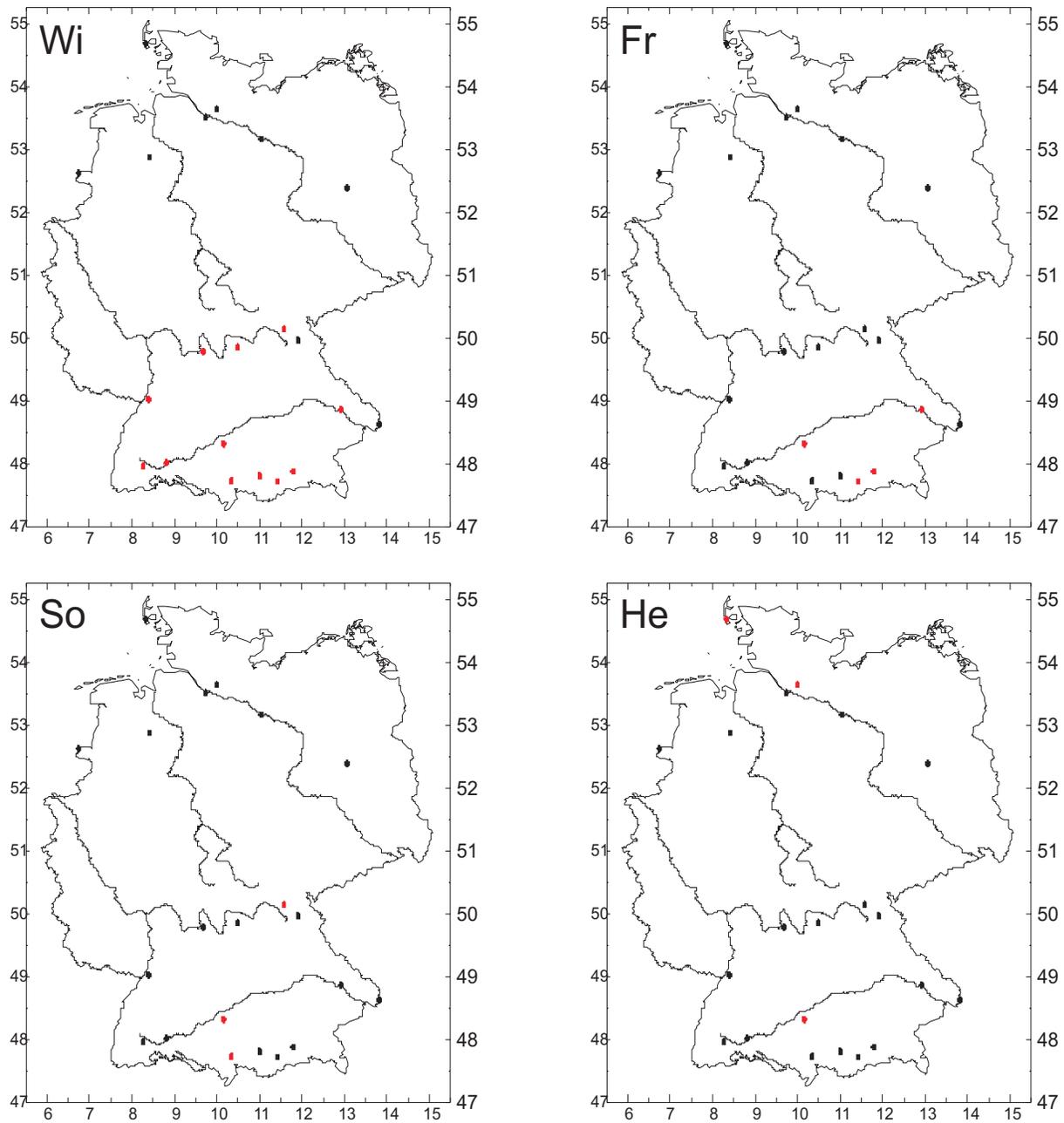


Abbildung B.95: Trendtest nach Mann-Kendall der saisonalen Häufigkeiten der oberen 10%-Perzentil-Überschreitungen der Tagessummen des Niederschlags 1901 - 2000 an 21 deutschen Stationen. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

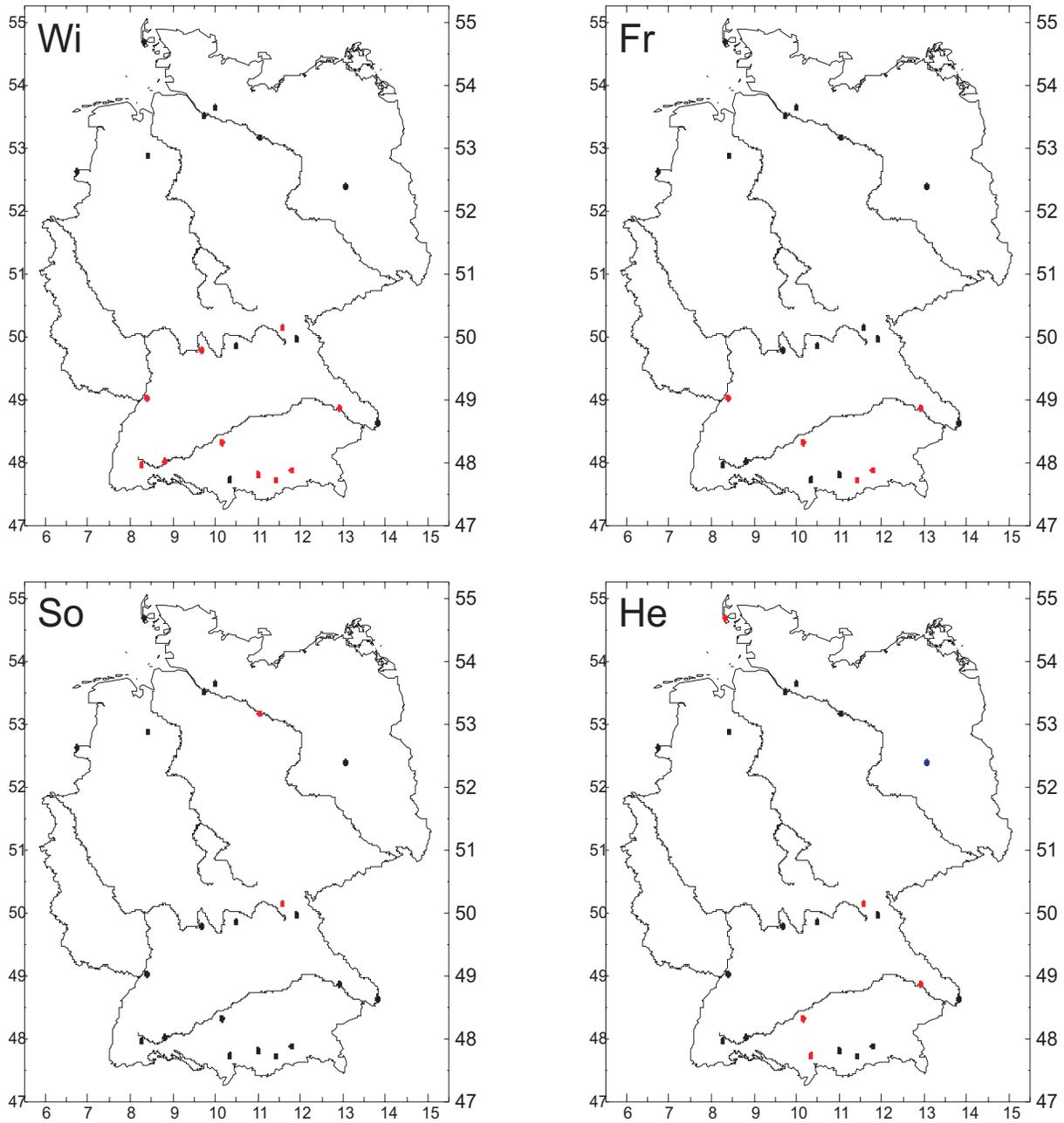


Abbildung B.96: Wie Abb. B.95, jedoch obere 5%-Perzentil-Überschreitungen.

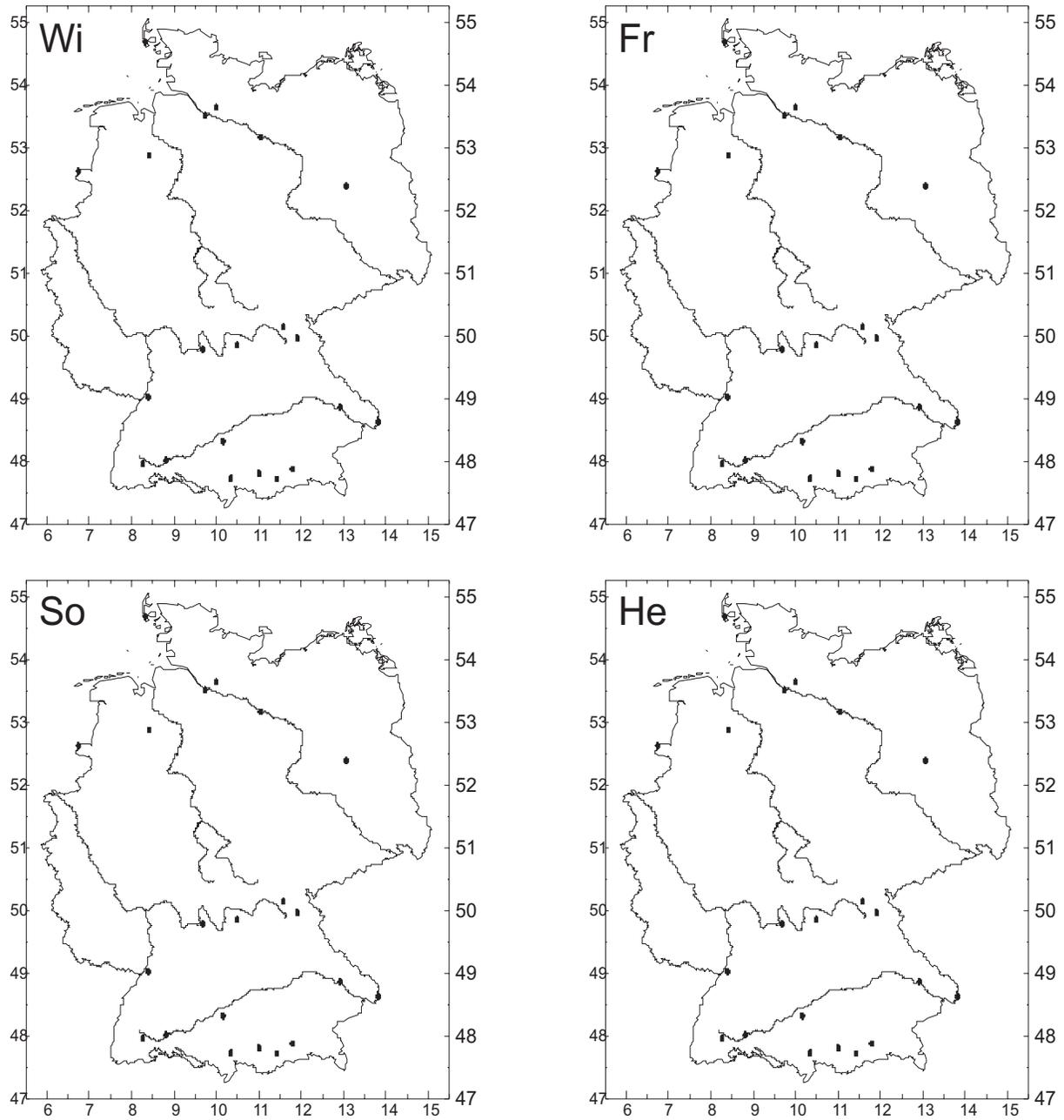


Abbildung B.97: Wie Abb. B.95, jedoch obere 2%-Perzentil-Überschreitungen.

B.2.4 Niederschlag-Tagesdaten 1901 - 2000; Statistische Modellierung

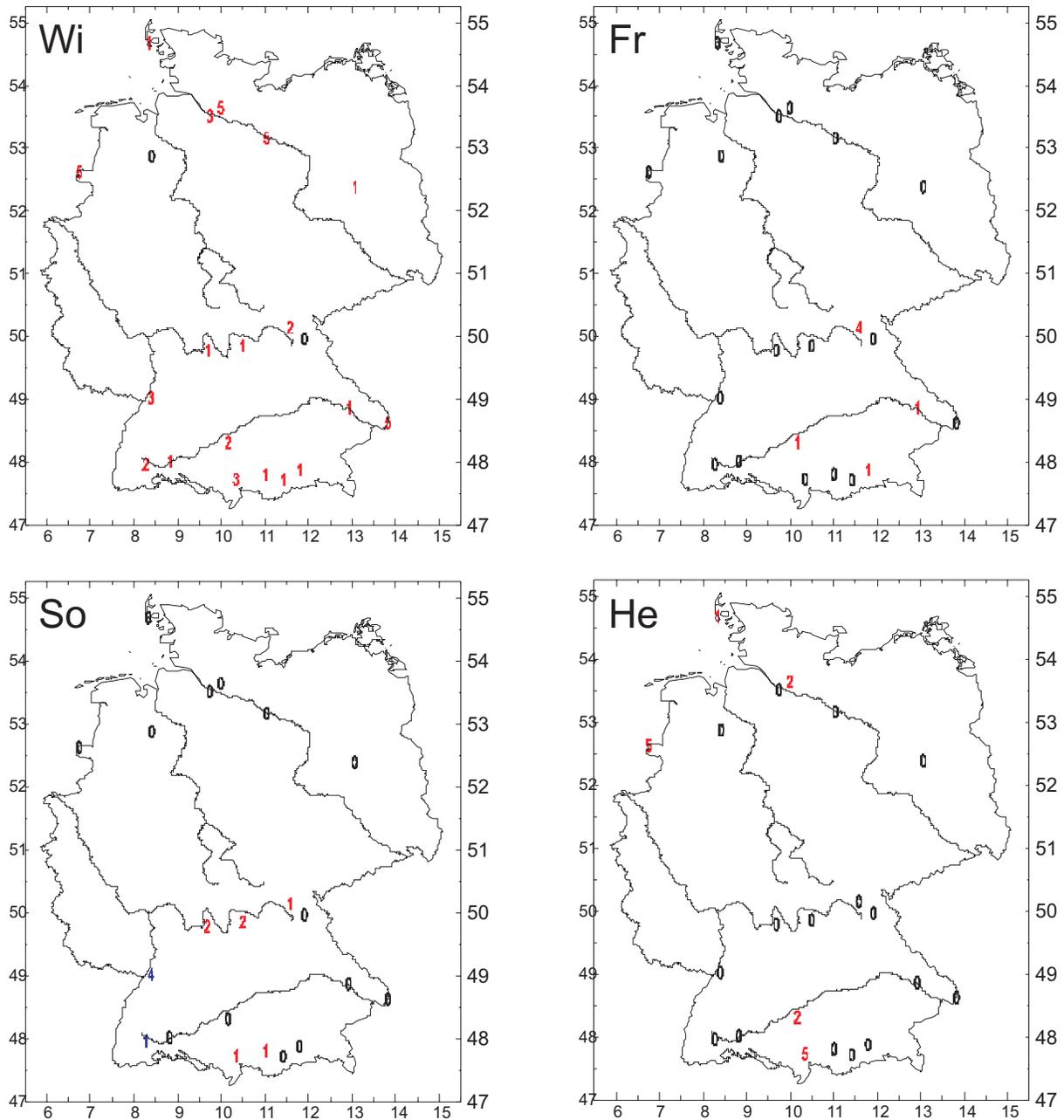


Abbildung B.98: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der saisonalen Häufigkeiten für das Überschreiten des oberen 10%-Perzentils der Tagessummen des Niederschlages 1901 - 2000 an 21 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativer Trend, schwarze Null: unsignifikant.

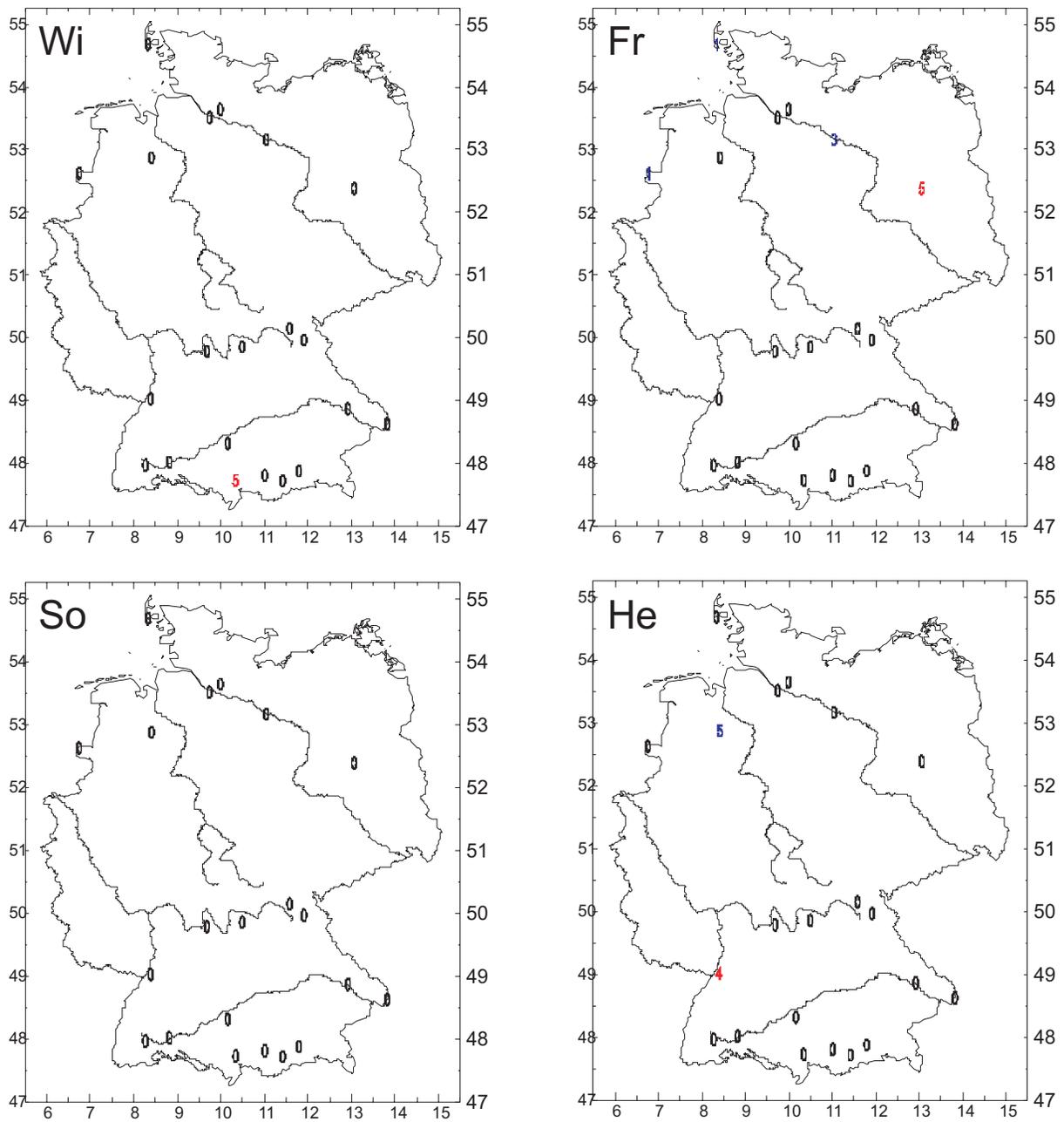


Abbildung B.99: Wie Abb. B.98, jedoch Trendordnung des Formparameter der Weibullverteilung.

B.2.5 Niederschlag-Tagesdaten 1951 - 2000; Mann-Kendall-Trendtests

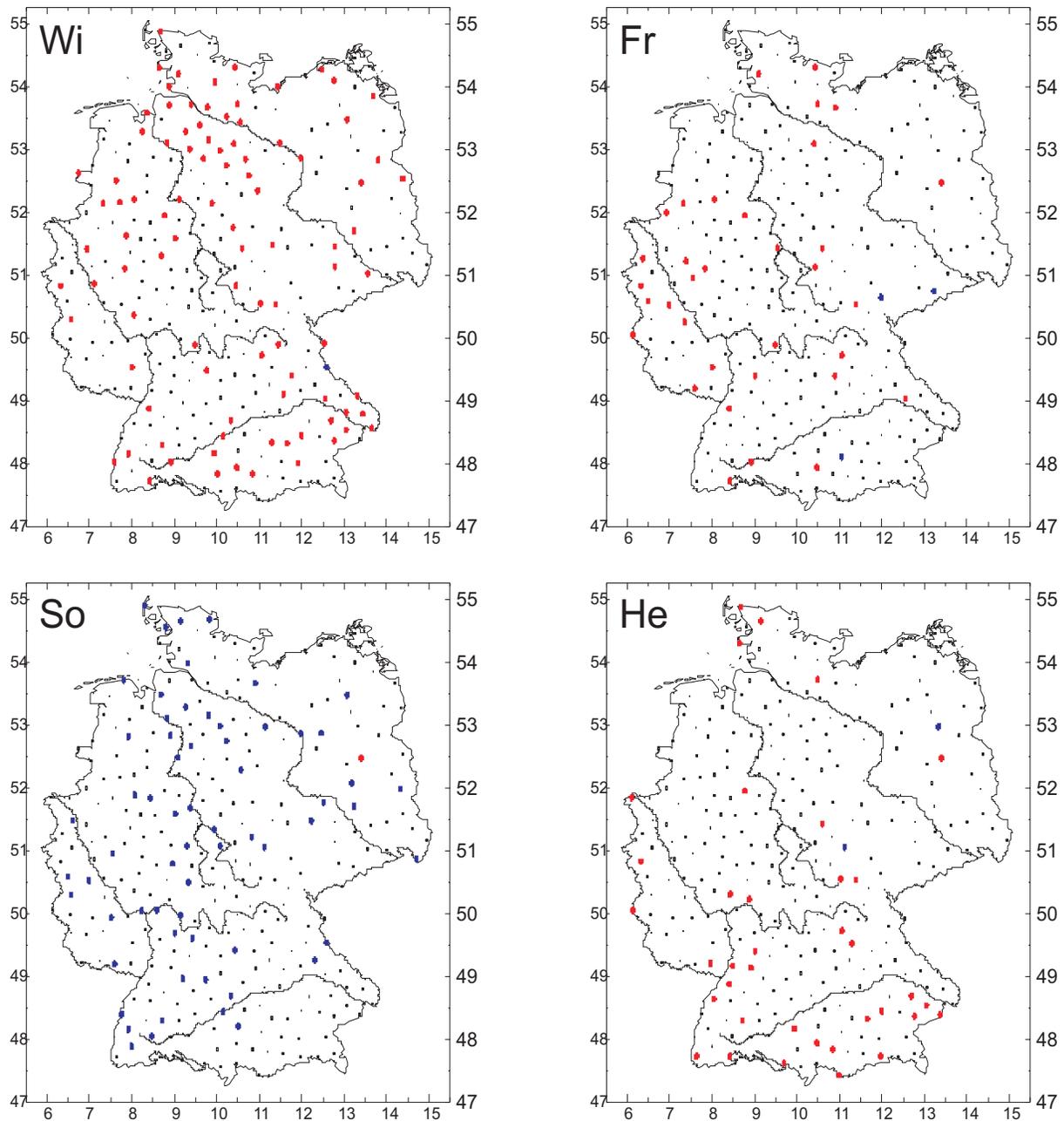


Abbildung B.100: Trendtest nach Mann-Kendall der saisonalen Häufigkeiten der oberen 10%-Perzentil-Überschreitungen der Tagessummen des Niederschlags 1951 - 2000 an 301 deutschen Stationen. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

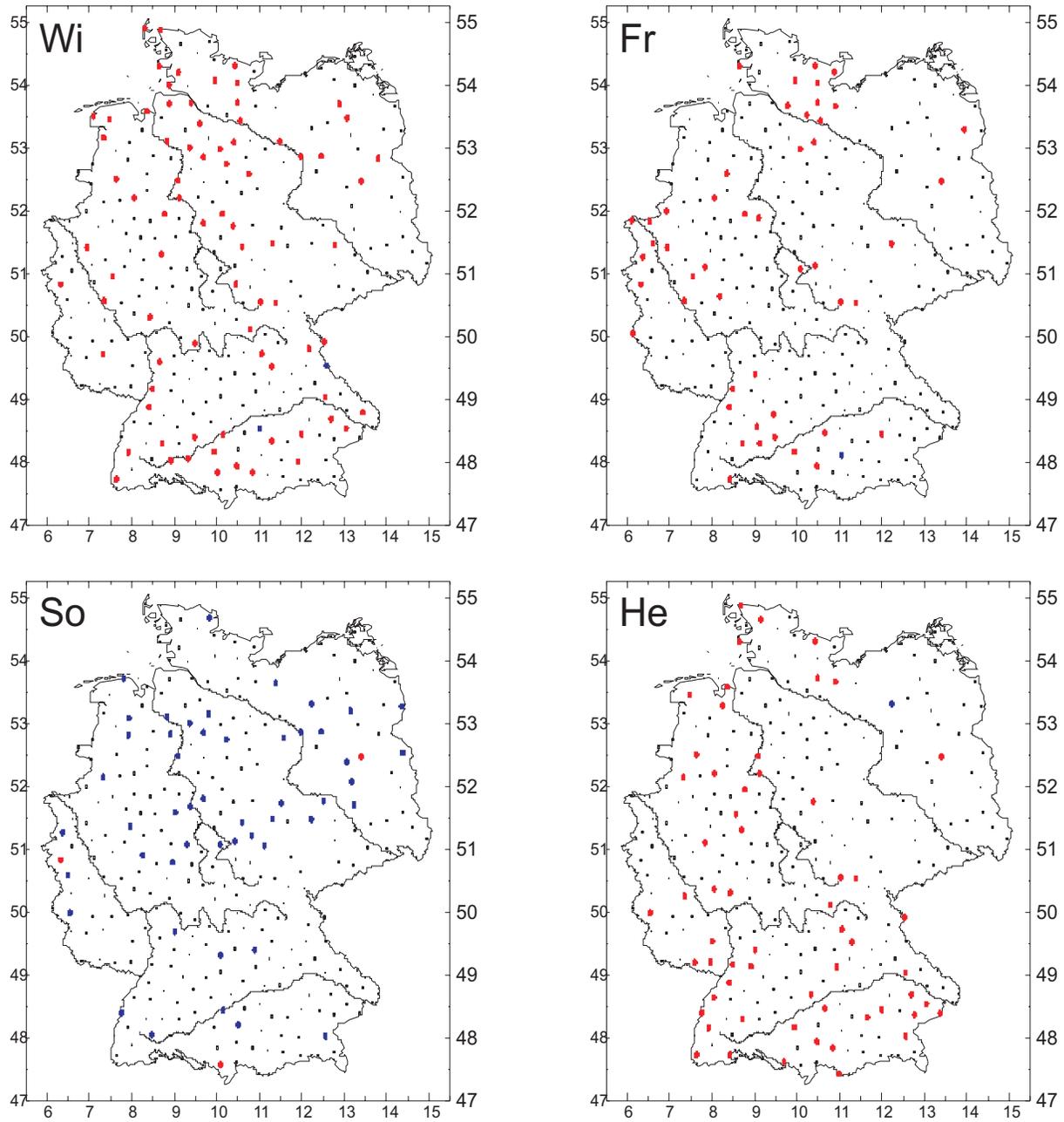


Abbildung B.101: Wie Abb. B.100, jedoch obere 5%-Perzentil Überschreitungen

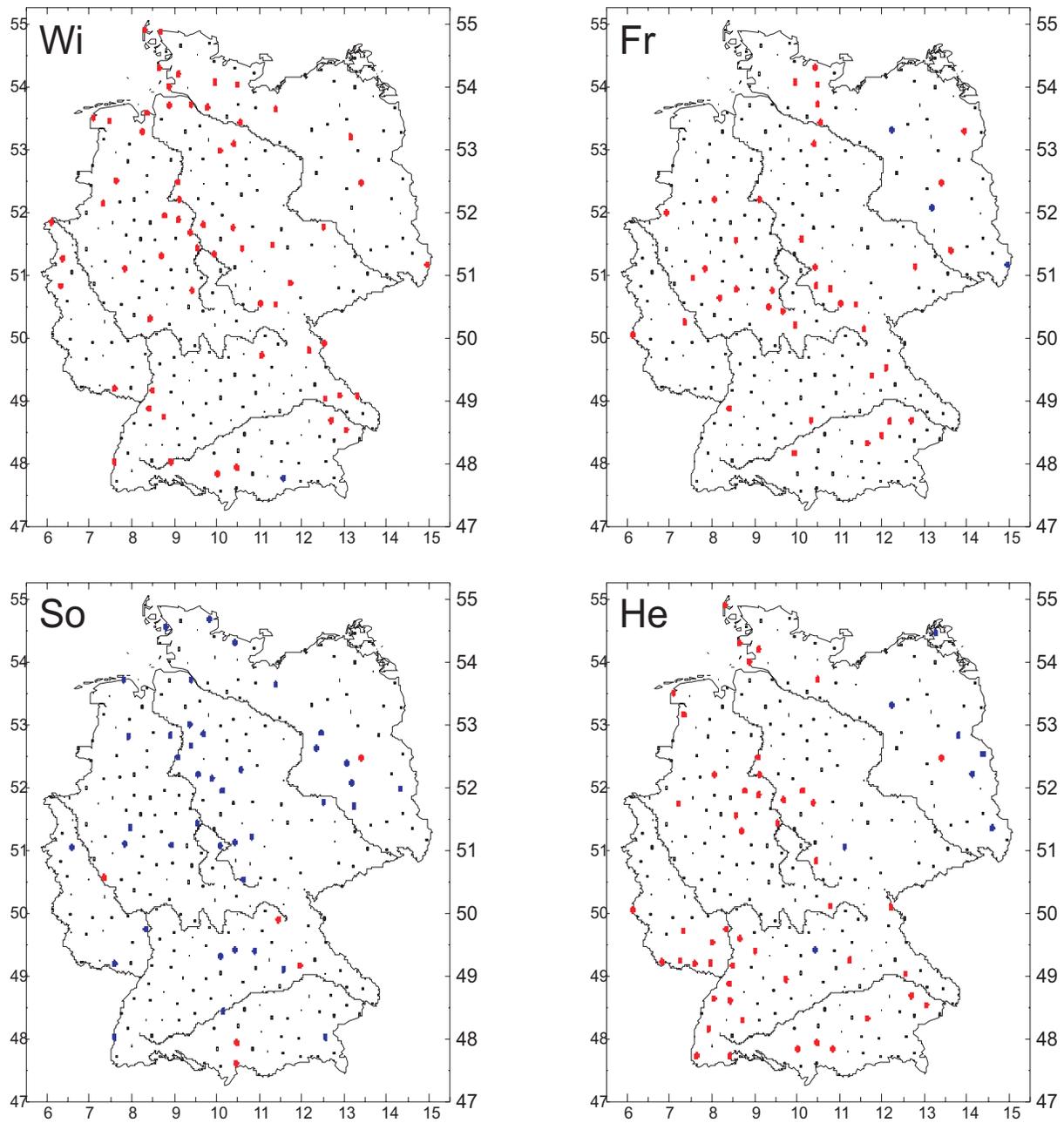


Abbildung B.102: Wie Abb. B.100, jedoch obere 2%-Perzentil Überschreitungen

B.2.6 Niederschlag-Tagesdaten 1951 - 2000; Statistische Modellierung

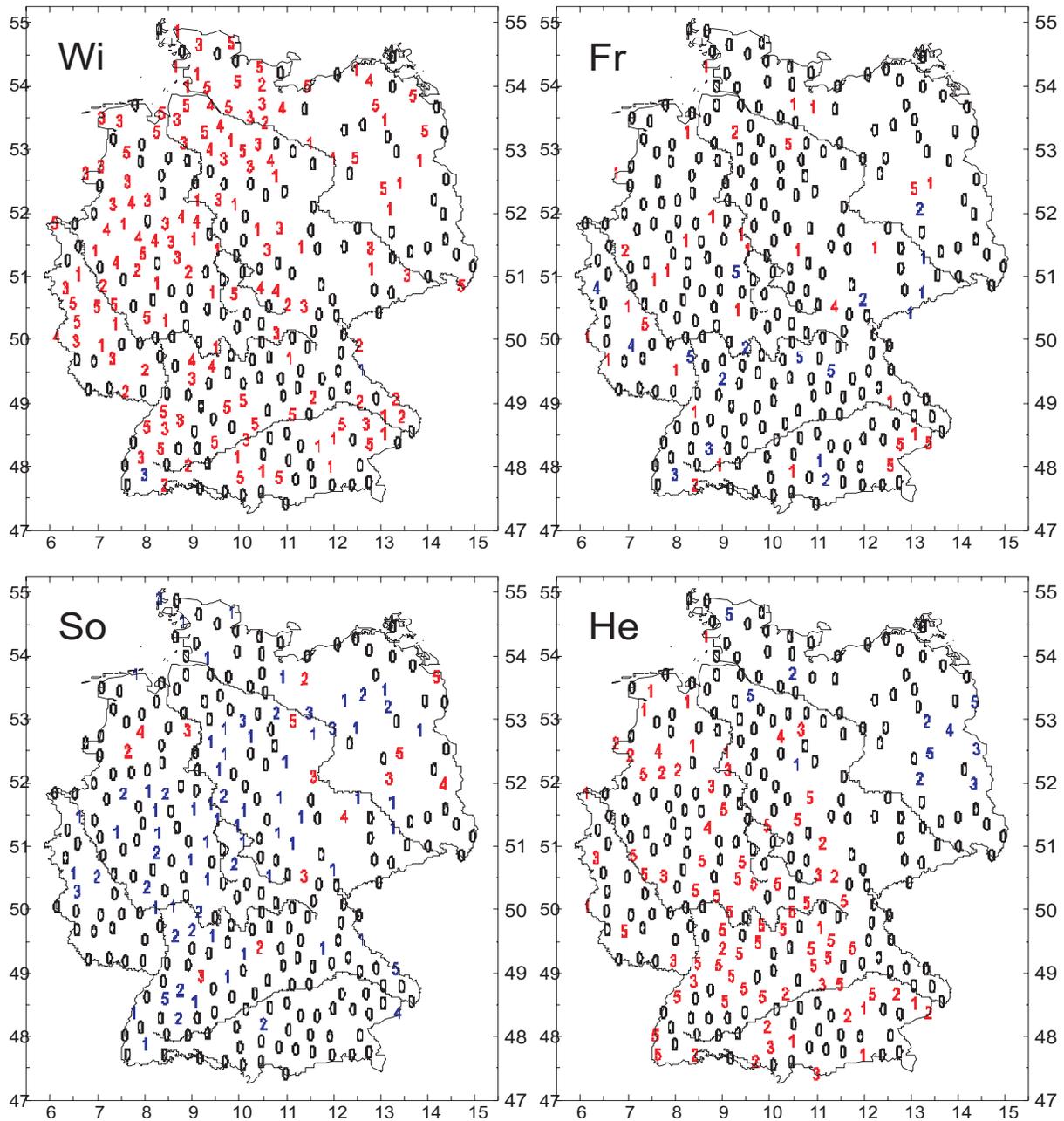


Abbildung B.103: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der saisonalen Häufigkeiten für das Überschreiten des oberen 10%-Perzentils der Tagessummen des Niederschlages 1951 - 2000 an 301 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativber Trend, schwarze Null: unsignifikant.

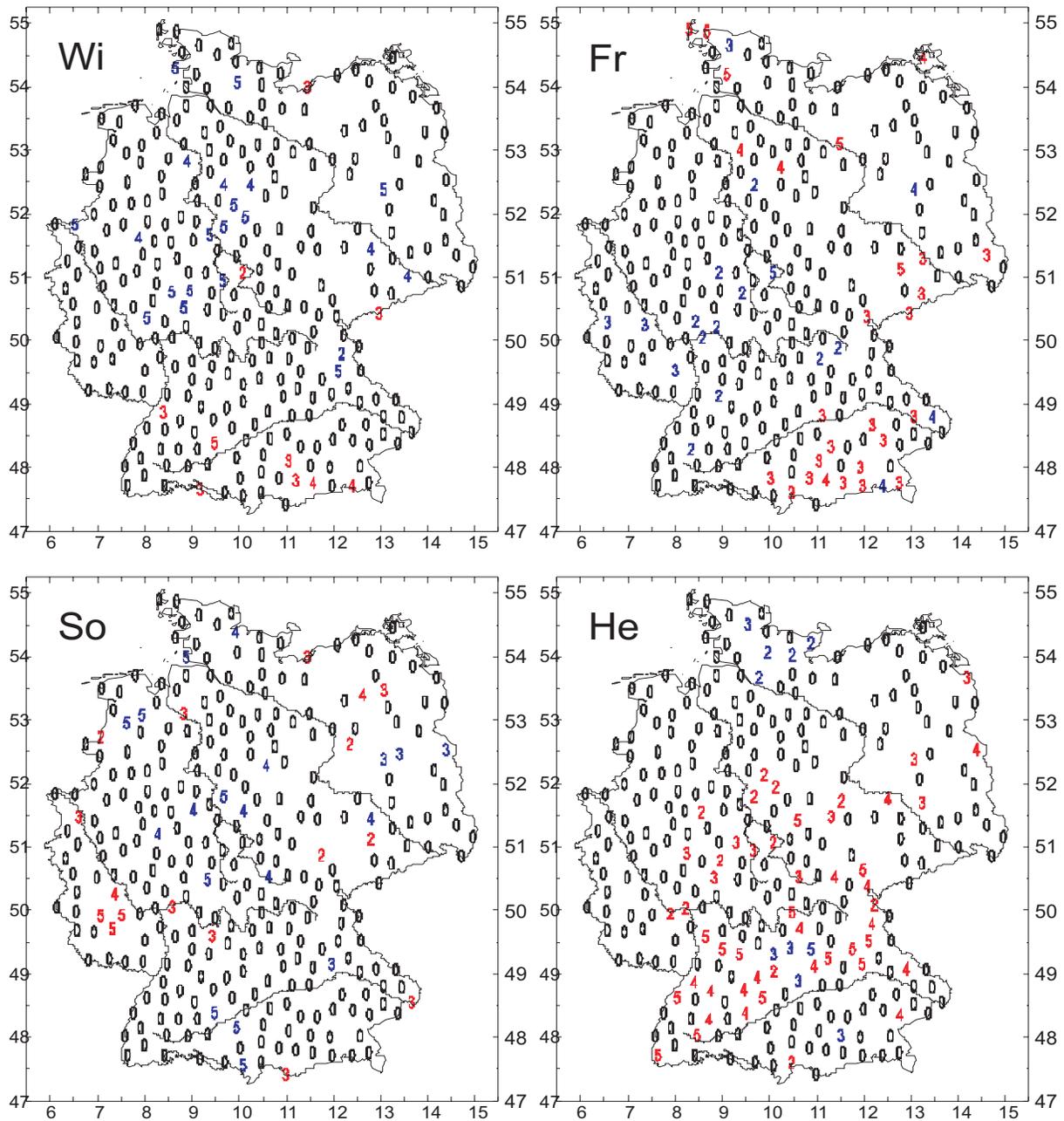


Abbildung B.104: Wie Abb. B.103, jedoch Ordnung der polynomialen Komponente des Streuparameter der Weibullverteilung.

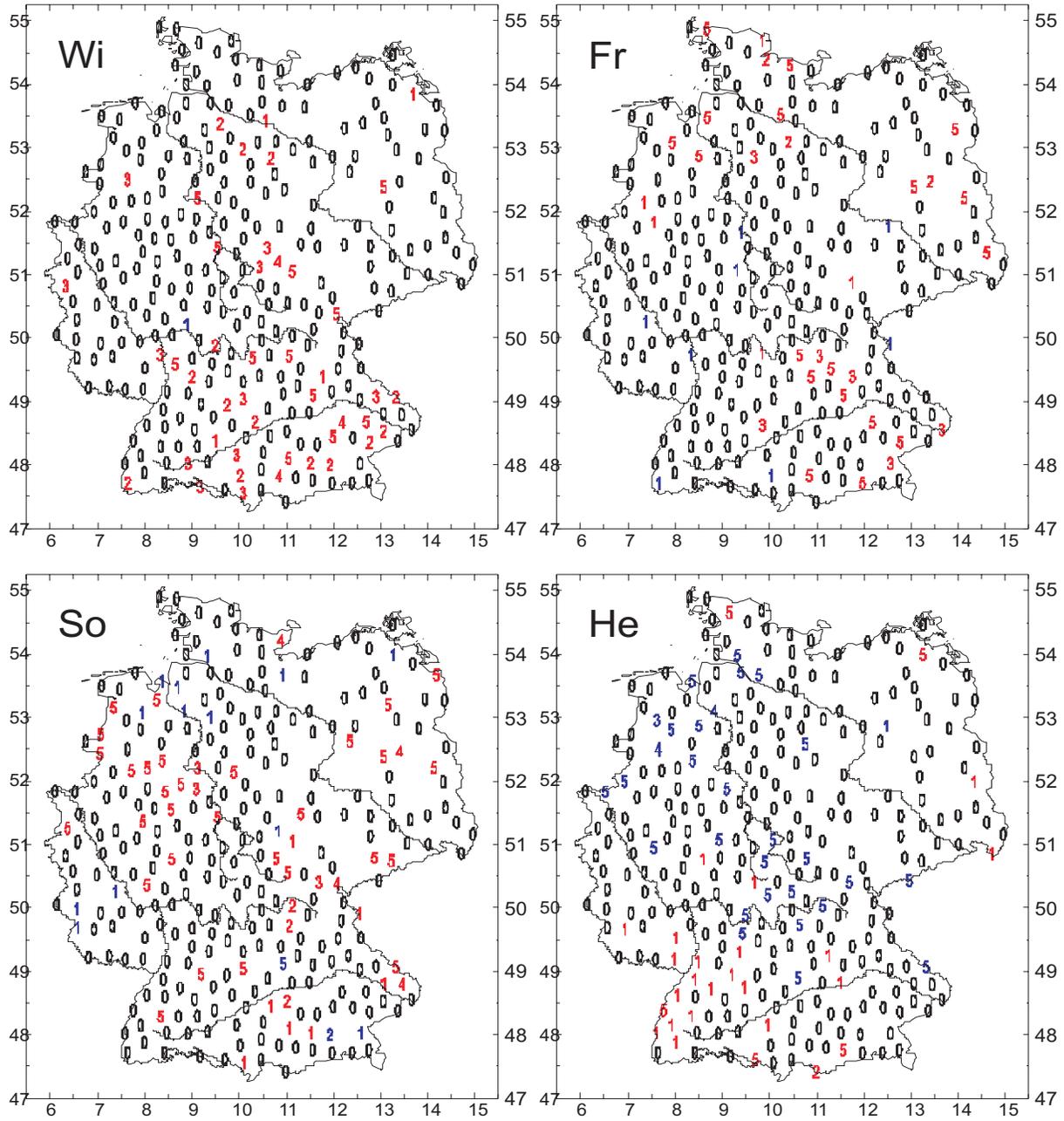


Abbildung B.105: Wie Abb. B.103, jedoch Trendordnung des Formparameter der Weibullverteilung.

B.3 Wind

B.3.1 Häufigkeiten von Tagesmaxima über Beaufort 8

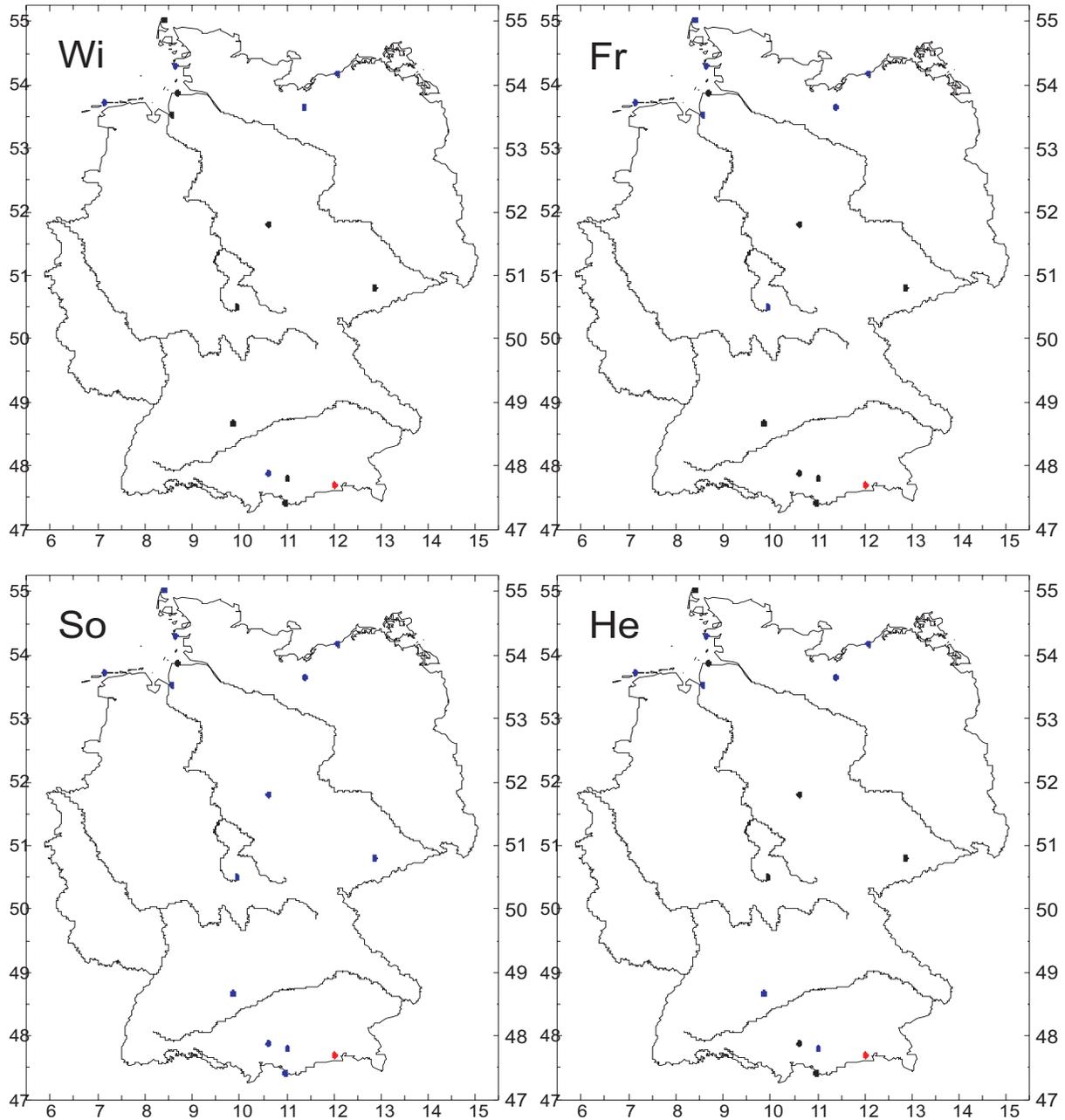


Abbildung B.106: Trendtest nach Mann-Kendall der saisonalen Häufigkeiten von Tagen mit maximalen Windgeschwindigkeiten mit Beaufort größer 8 von 1952 bis 2001 an 15 deutschen Stationen. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

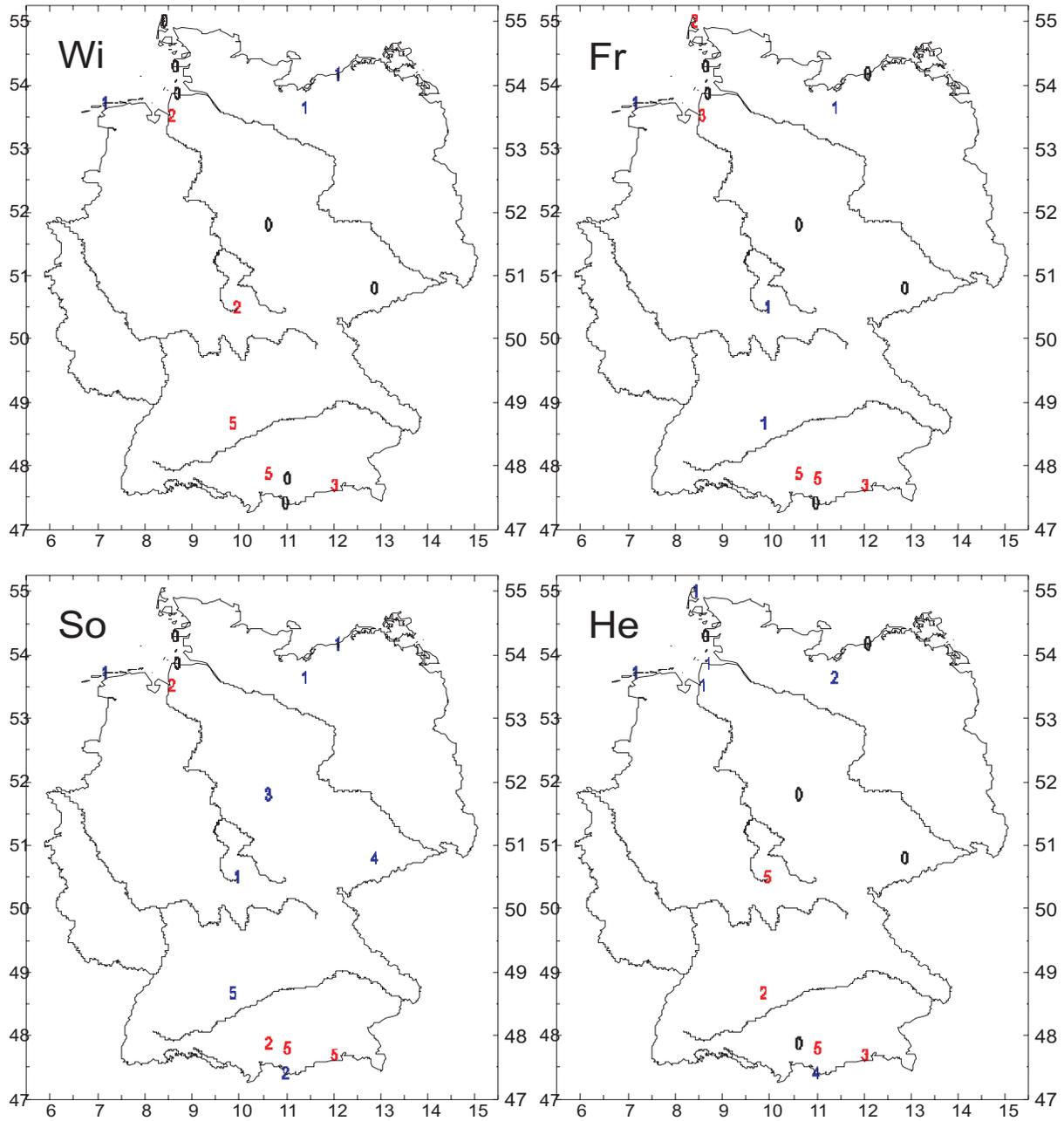


Abbildung B.107: Trendordnung des Streuparameters der Weibull-Verteilung der saisonalen Häufigkeiten mit maximalen Windgeschwindigkeiten mit Beaufort größer 8 von 1952 bis 2001 an 15 deutschen Stationen. Rot; signifikant positiver Trend, blau: signifikant negativber Trend, schwarze Null: unsignifikant.

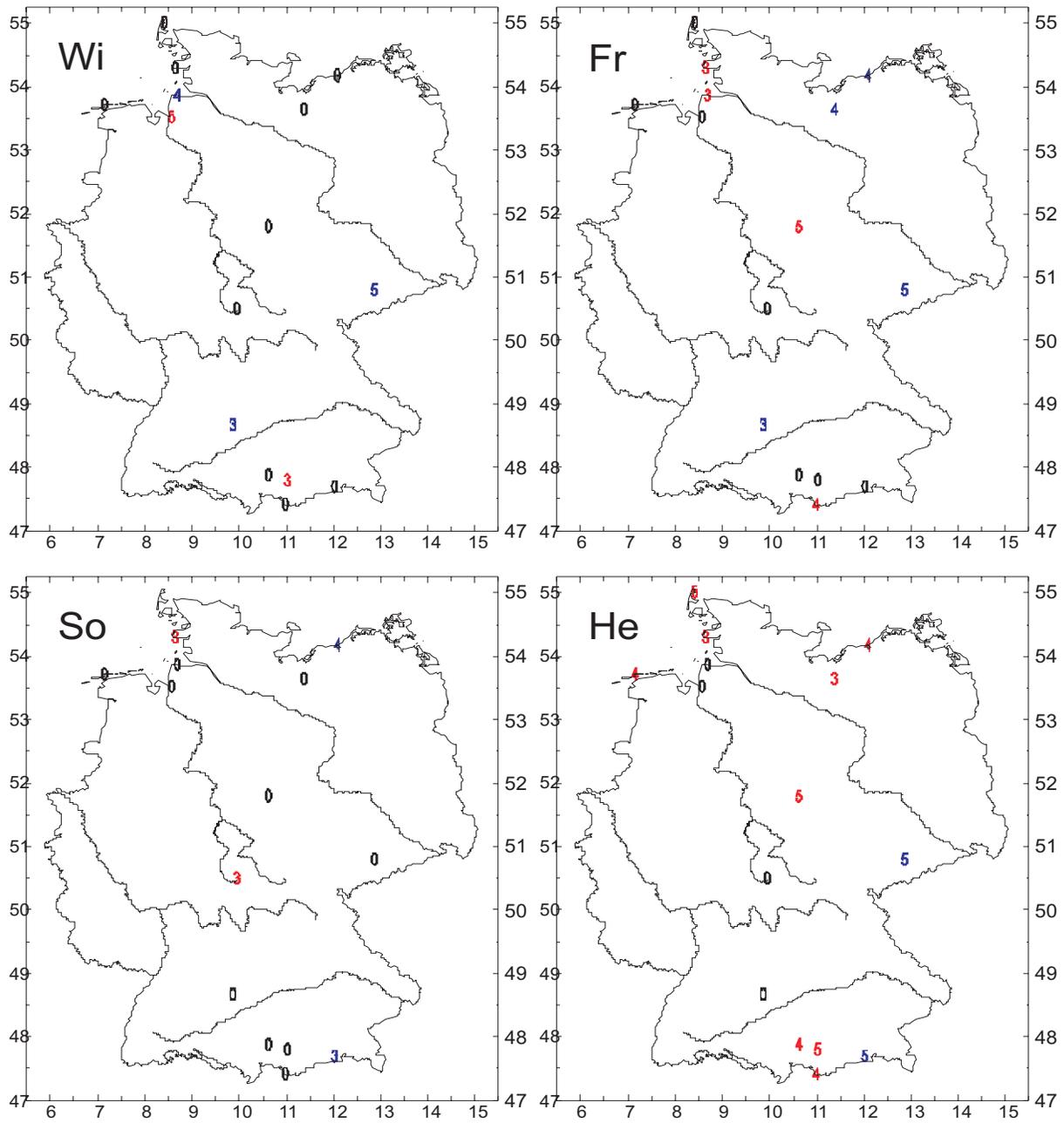


Abbildung B.108: Wie Abb. B.107, jedoch hier: Ordnung der polynomialen Komponente des Streuparameters der Weibull-Verteilung.

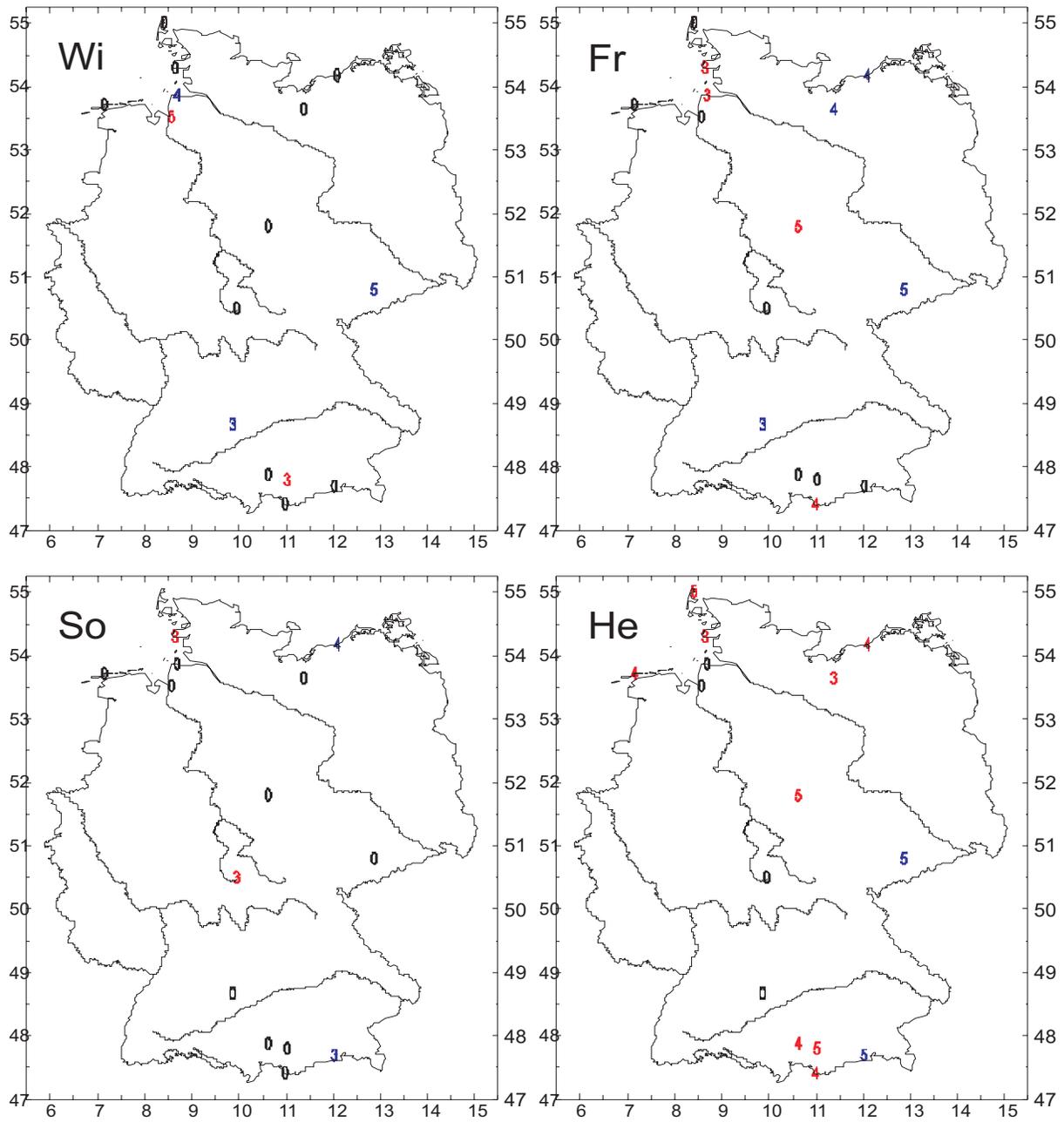


Abbildung B.109: Wie Abb. B.107, jedoch hier: Trendordnung des Formparameters der Weibull-Verteilung.

B.3.2 Monatlicher Mittelwind; Mann-Kendall-Trendtests

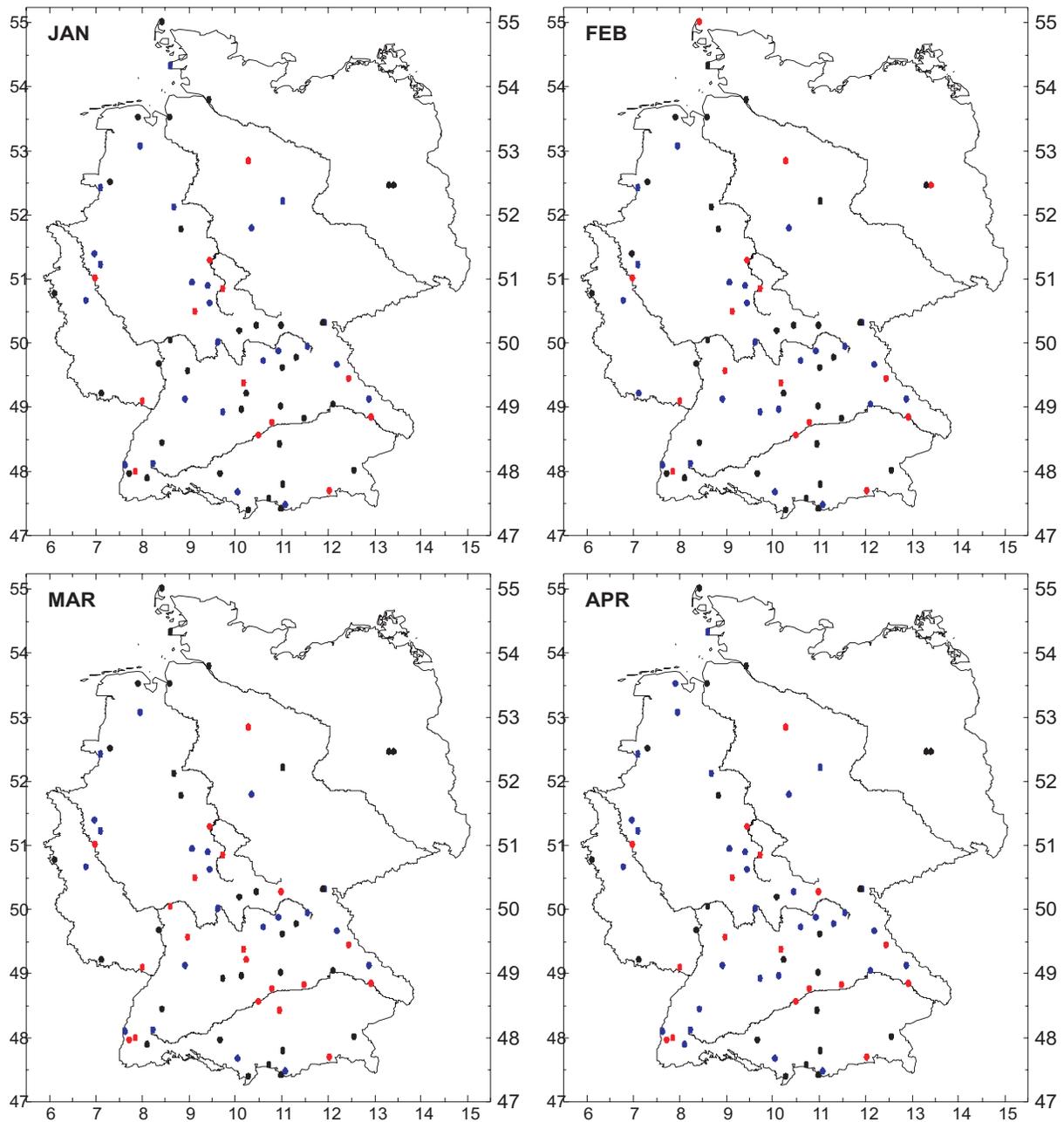


Abbildung B.110: Trendtest nach Mann-Kendall des monatlichen Mittelwindes (Januar, bis April) von 1952 bis 2001 an 72 deutschen Stationen. ● : signifikant positiver Trend (jeweils über 95%), ● : signifikant negativer Trend, ● : unsignifikant.

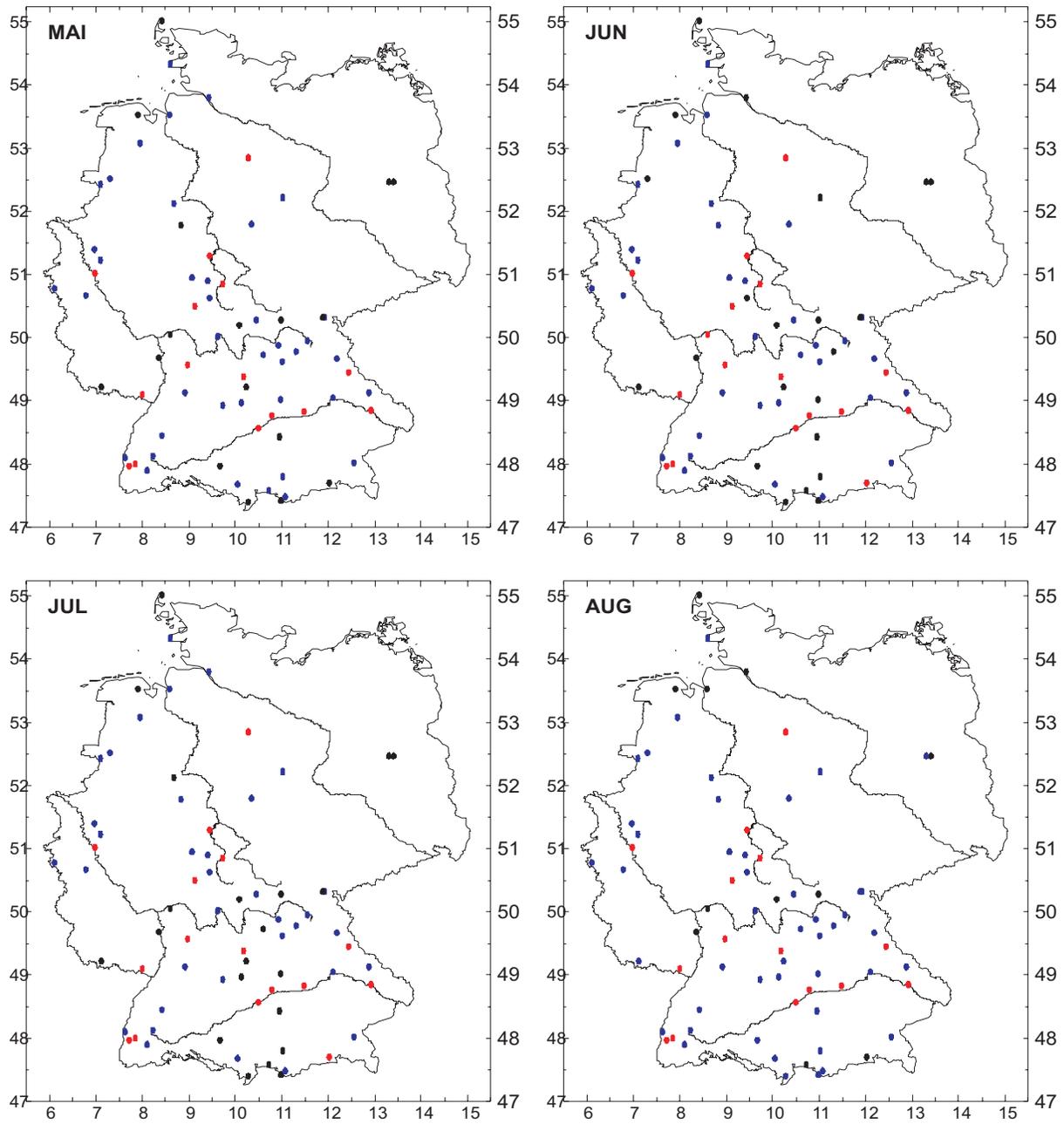


Abbildung B.111: Wie Abb. B.110, hier jedoch Mai bis August.

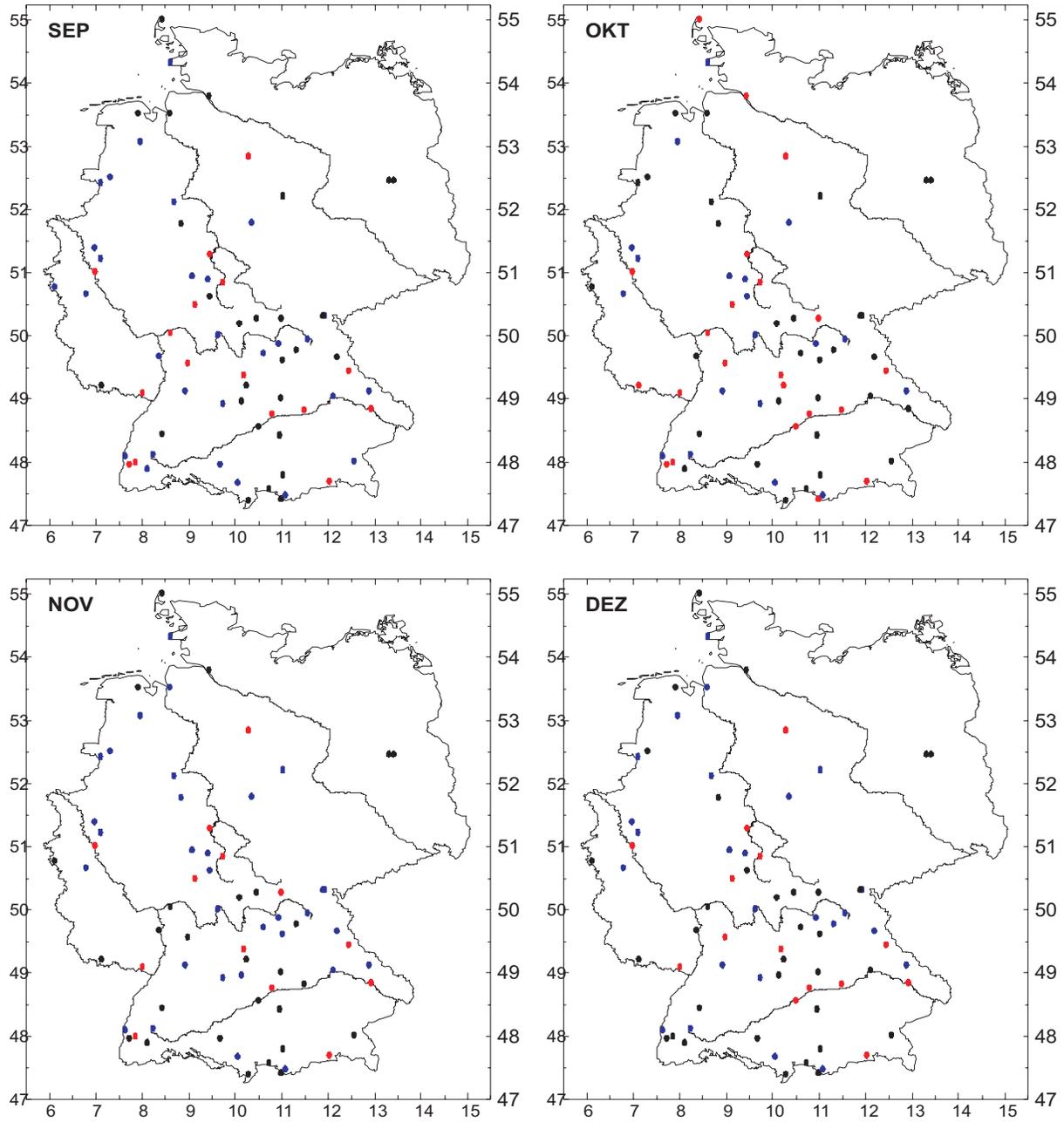


Abbildung B.112: Wie Abb. B.110, hier jedoch September bis Dezember.

B.3.3 Monatlicher Mittelwind; Statistische Modellierung

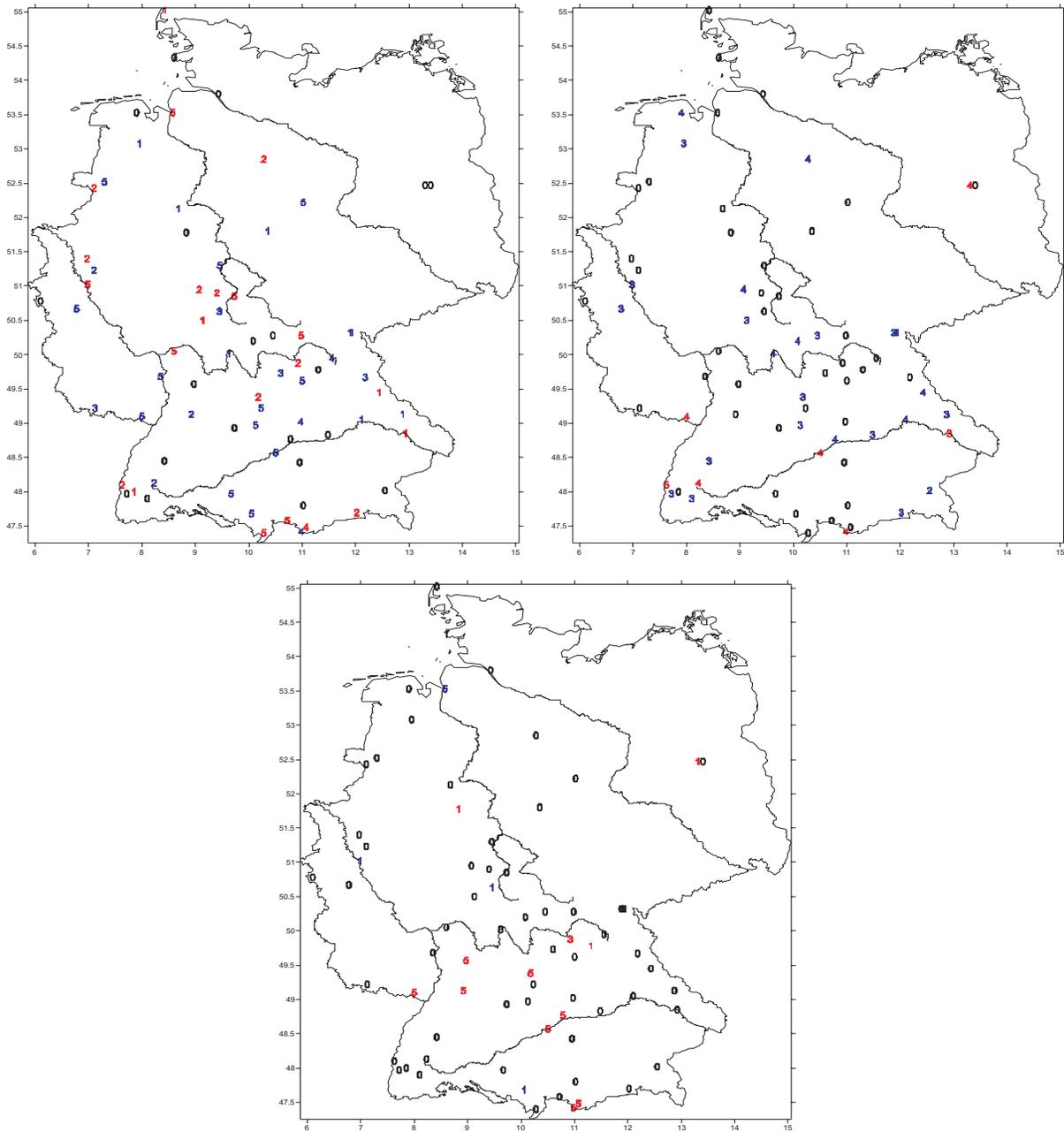


Abbildung B.113: Trendordnung des Streuparameters (oben links), Ordnung der polynomialen Komponente des Streuparameters (oben rechts) und Trendordnung des Formparameters (unten) des mittleren Windes im Januar 1952 bis 2001 an 72 deutschen Stationen (rot: signifikant positiv, blau signifikant negativ). Analyse basierend auf Weibull-Verteilung.

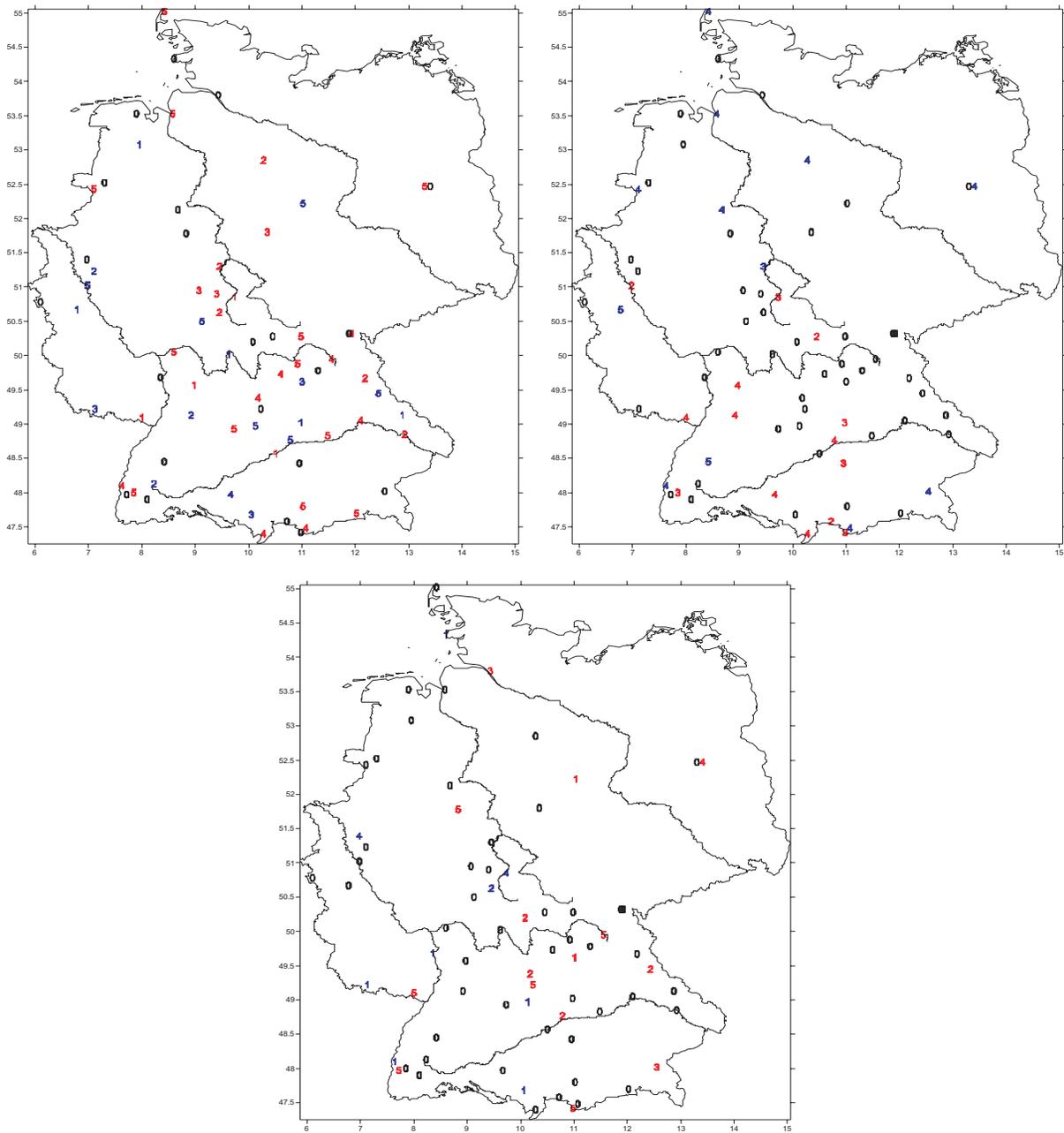


Abbildung B.114: Wie Abb. B.113 für Februar.

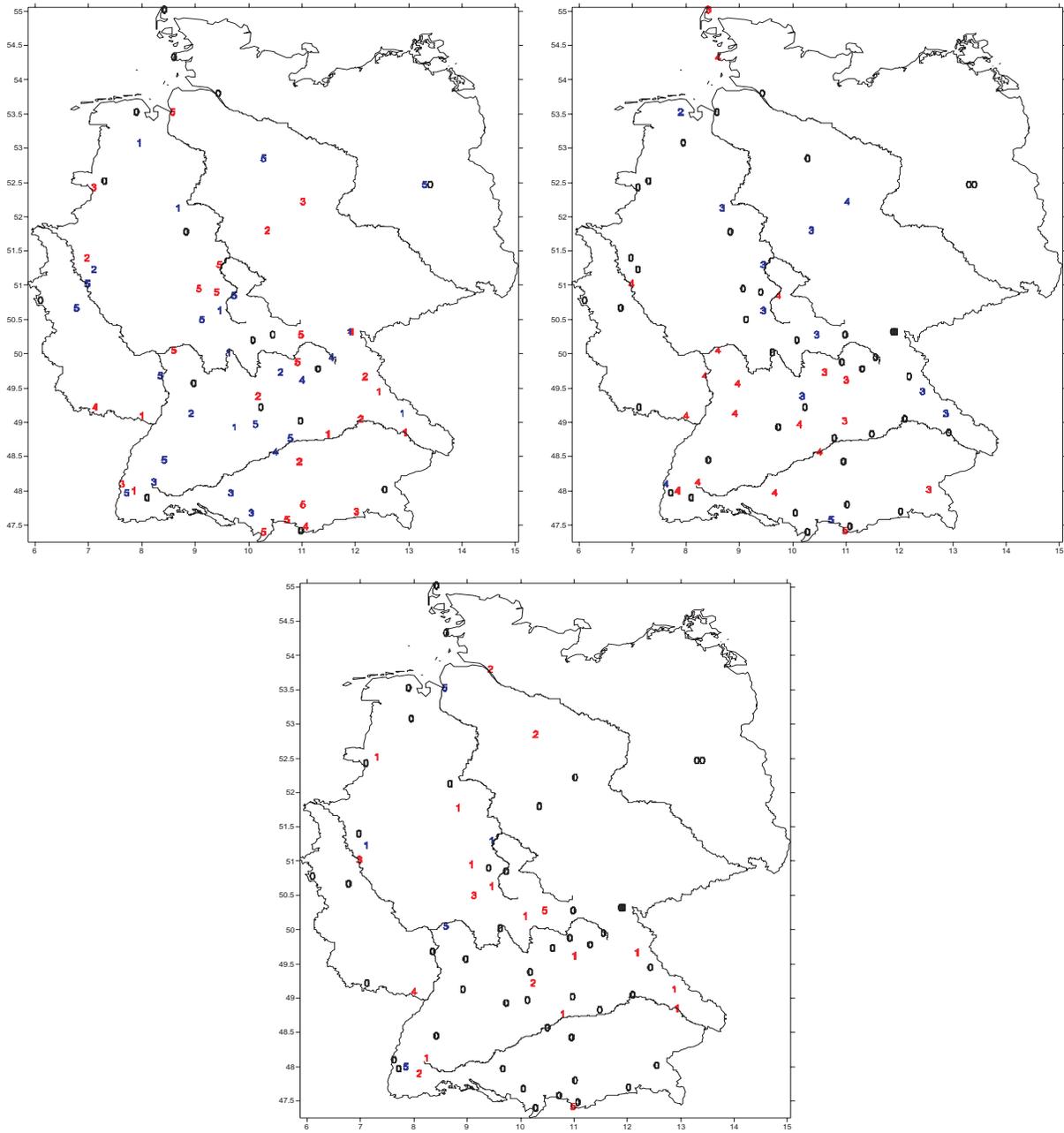


Abbildung B.115: Wie Abb. B.113 für März.

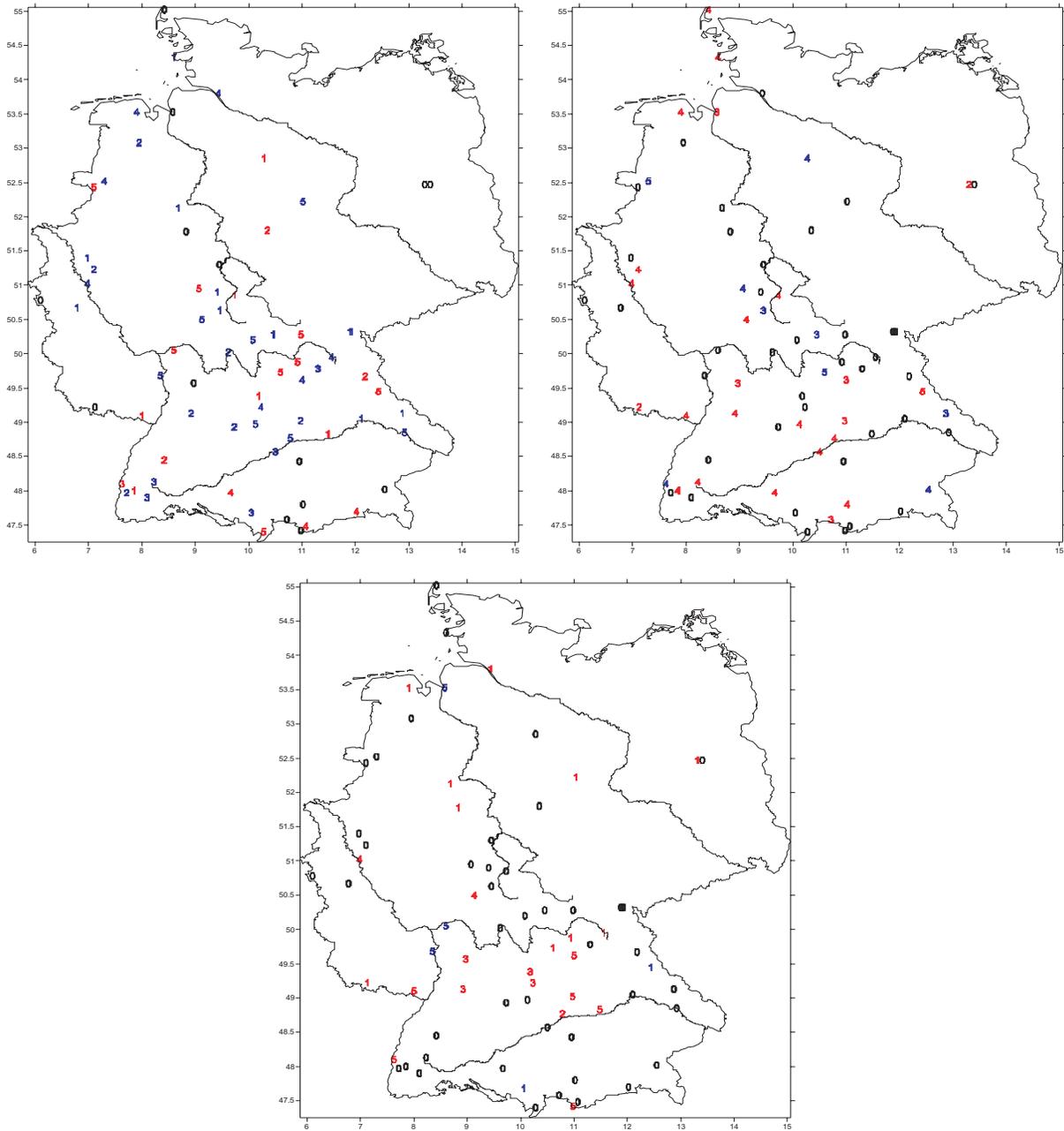


Abbildung B.116: Wie Abb. B.113 für April.

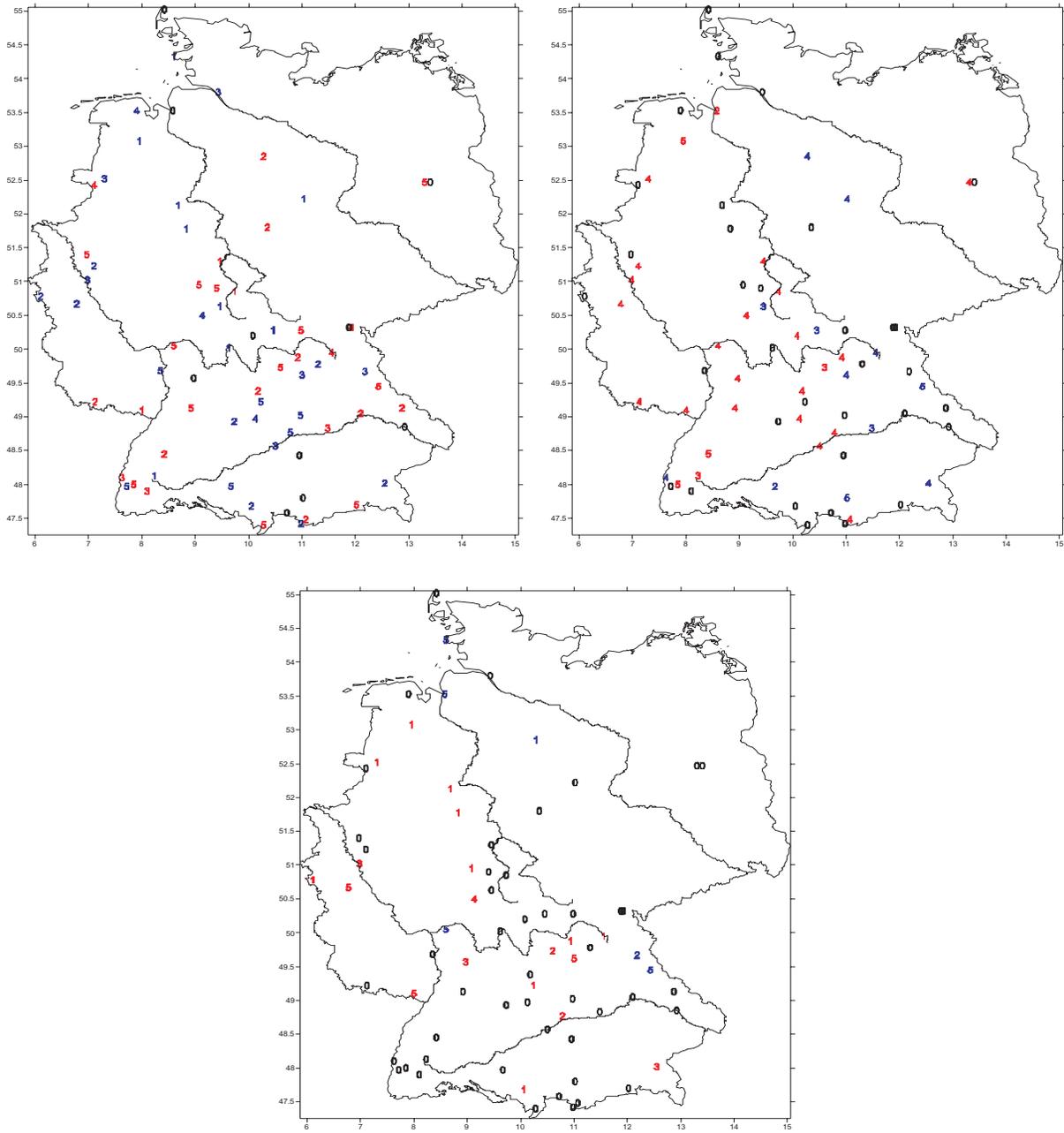


Abbildung B.117: Wie Abb. B.113 für Mai.

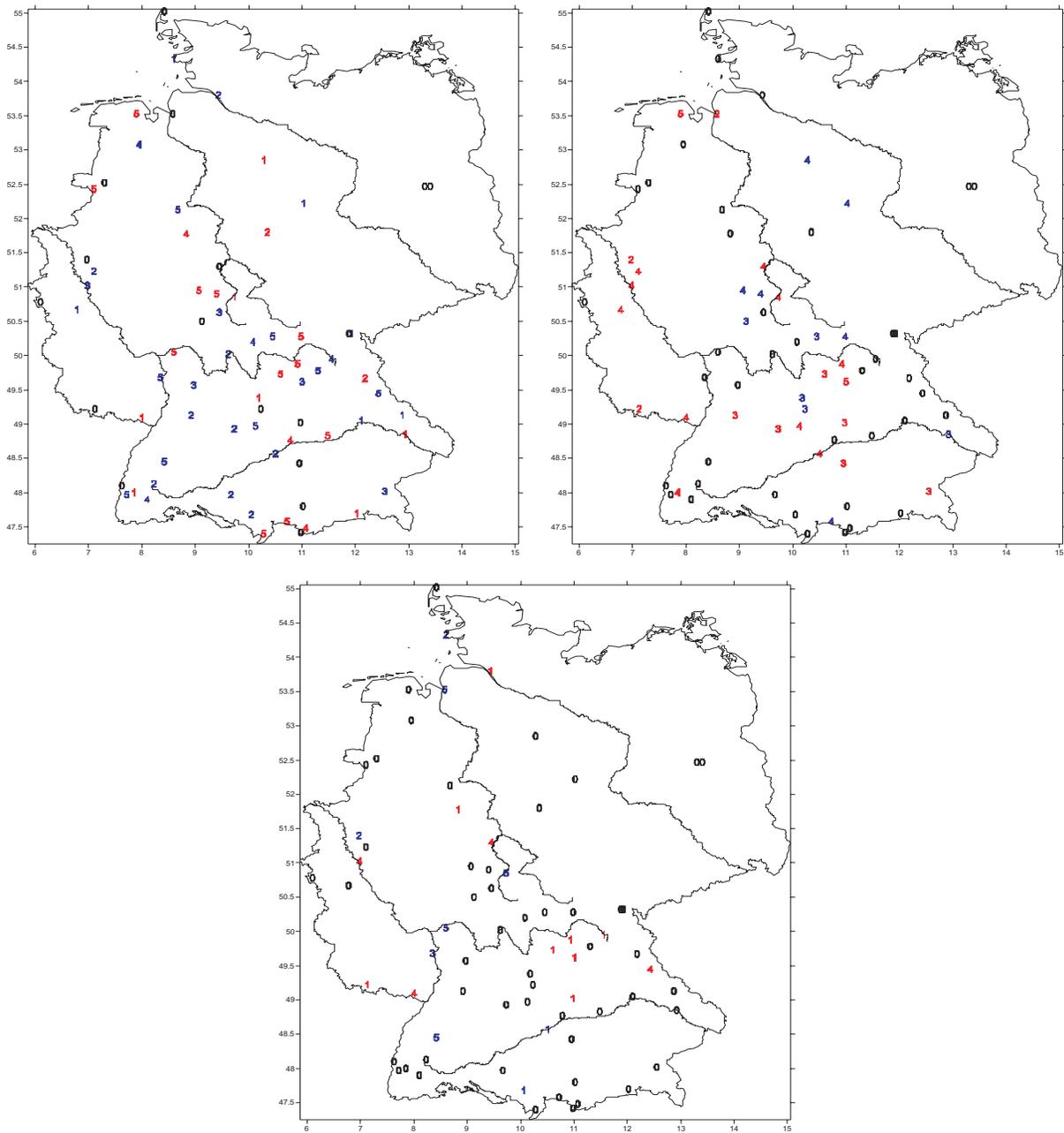


Abbildung B.118: Wie Abb. B.113 für Juni.

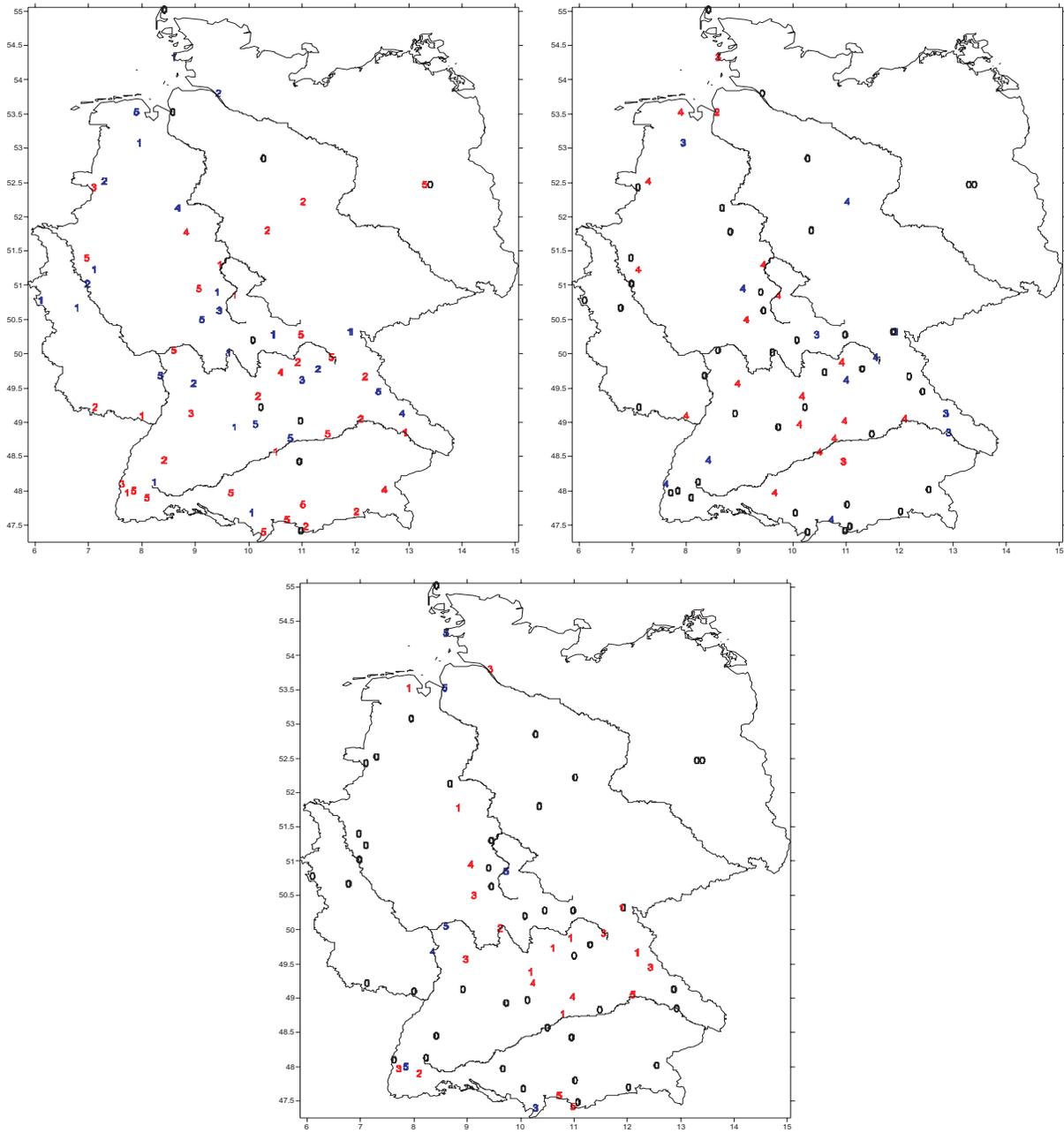


Abbildung B.119: Wie Abb. B.113 für Juli.

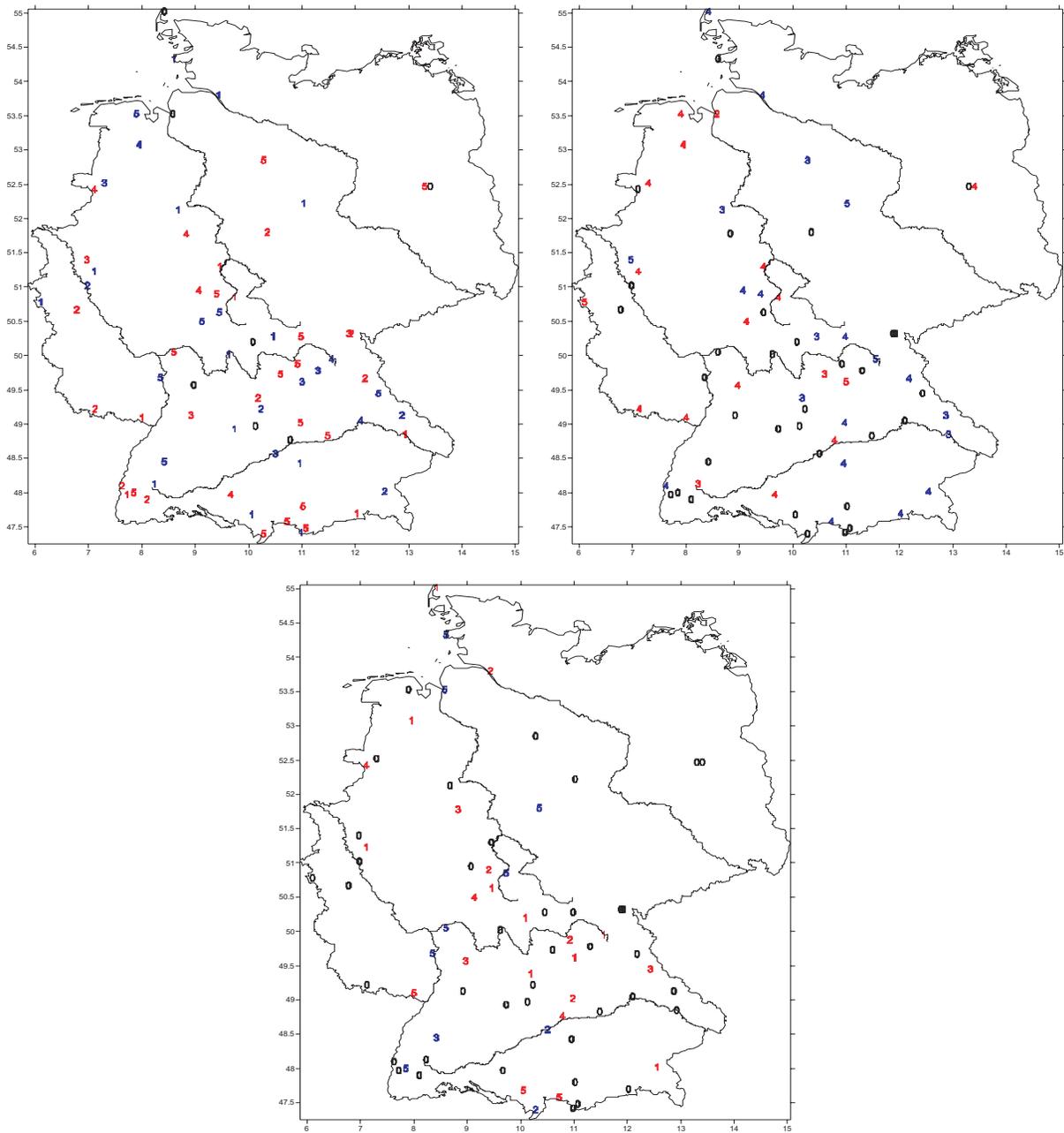


Abbildung B.120: Wie Abb. B.113 für August.

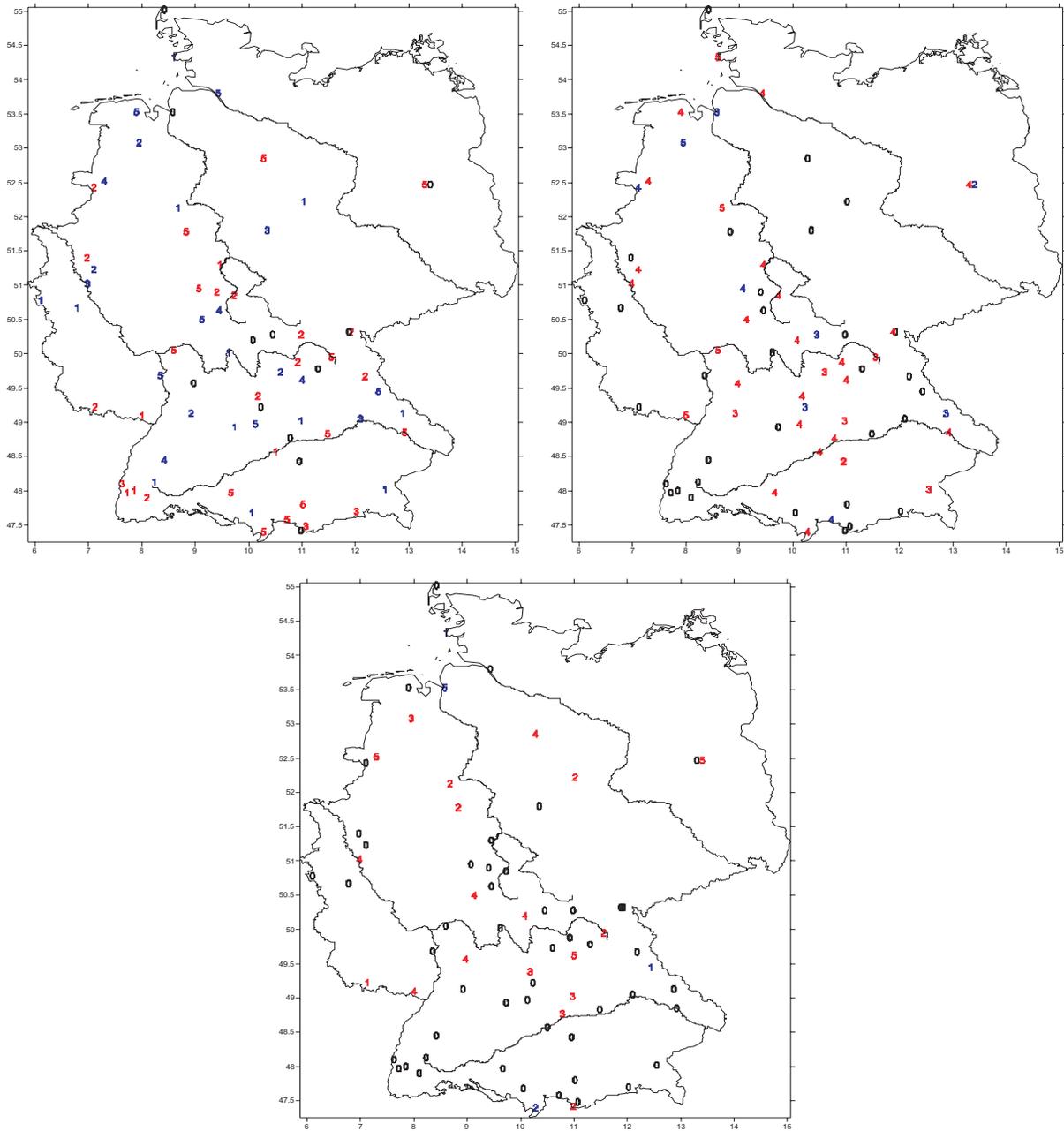


Abbildung B.121: Wie Abb. B.113 für September.

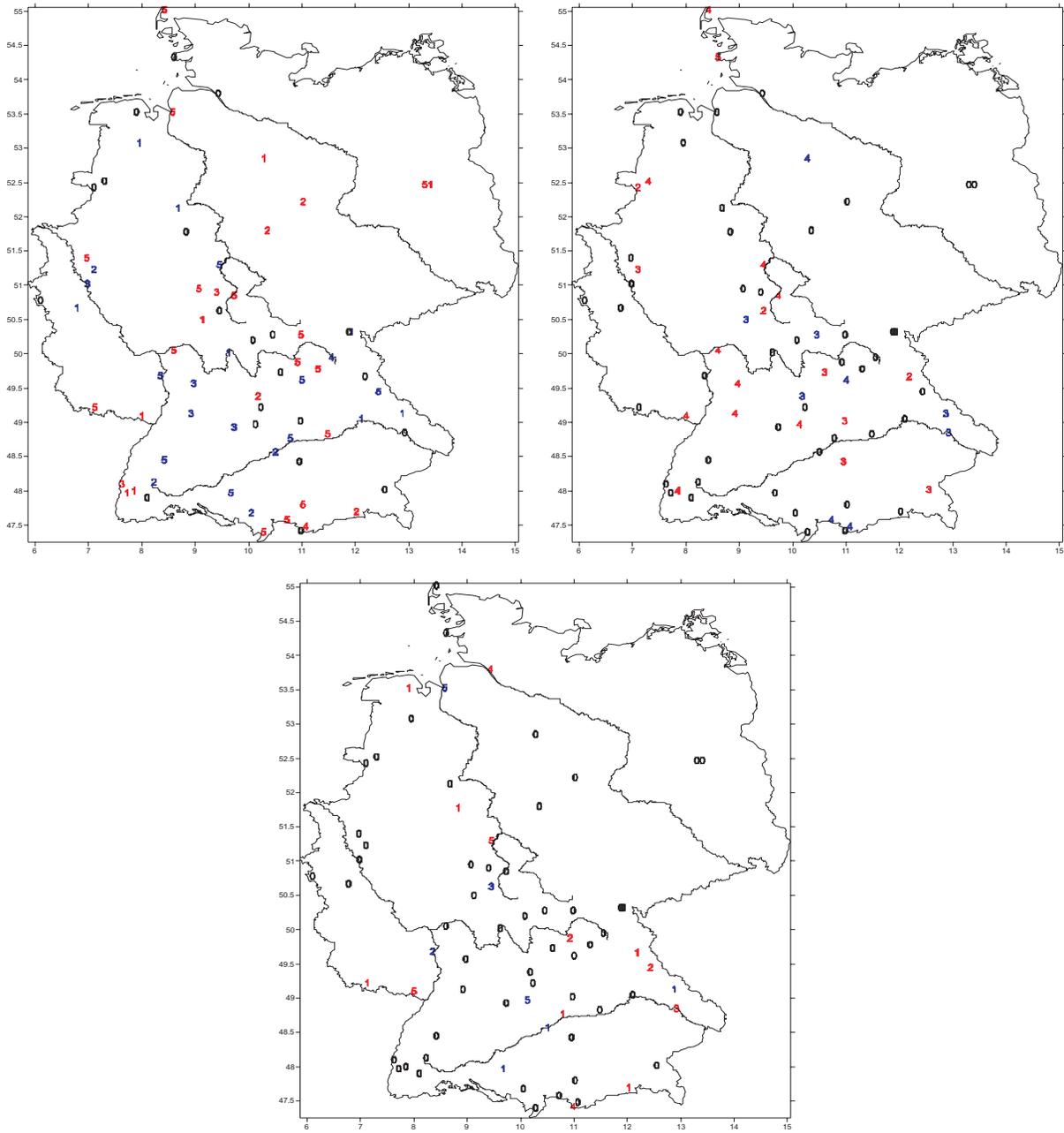


Abbildung B.122: Wie Abb. B.113 für Oktober.

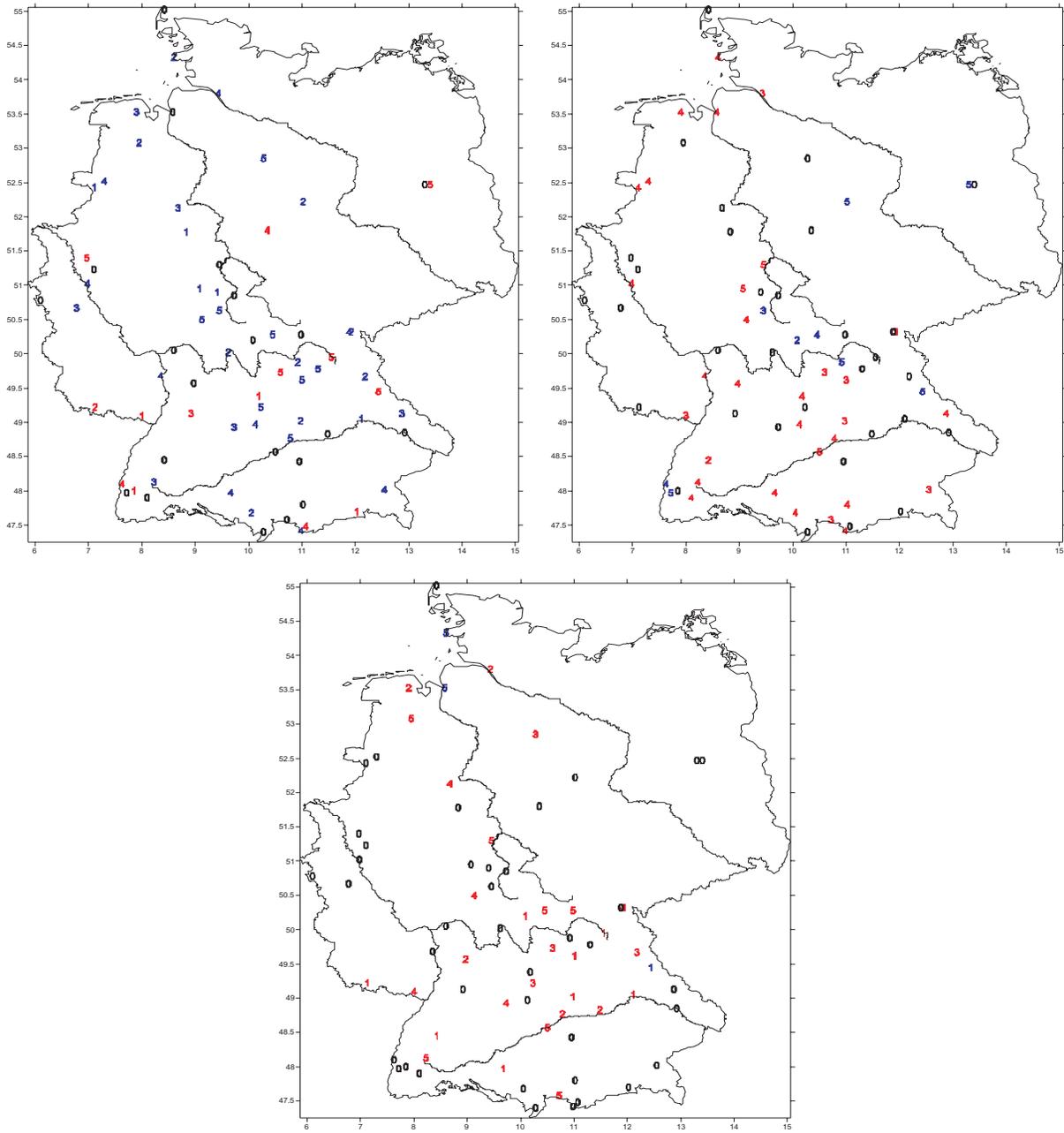


Abbildung B.123: Wie Abb. B.113 für November.

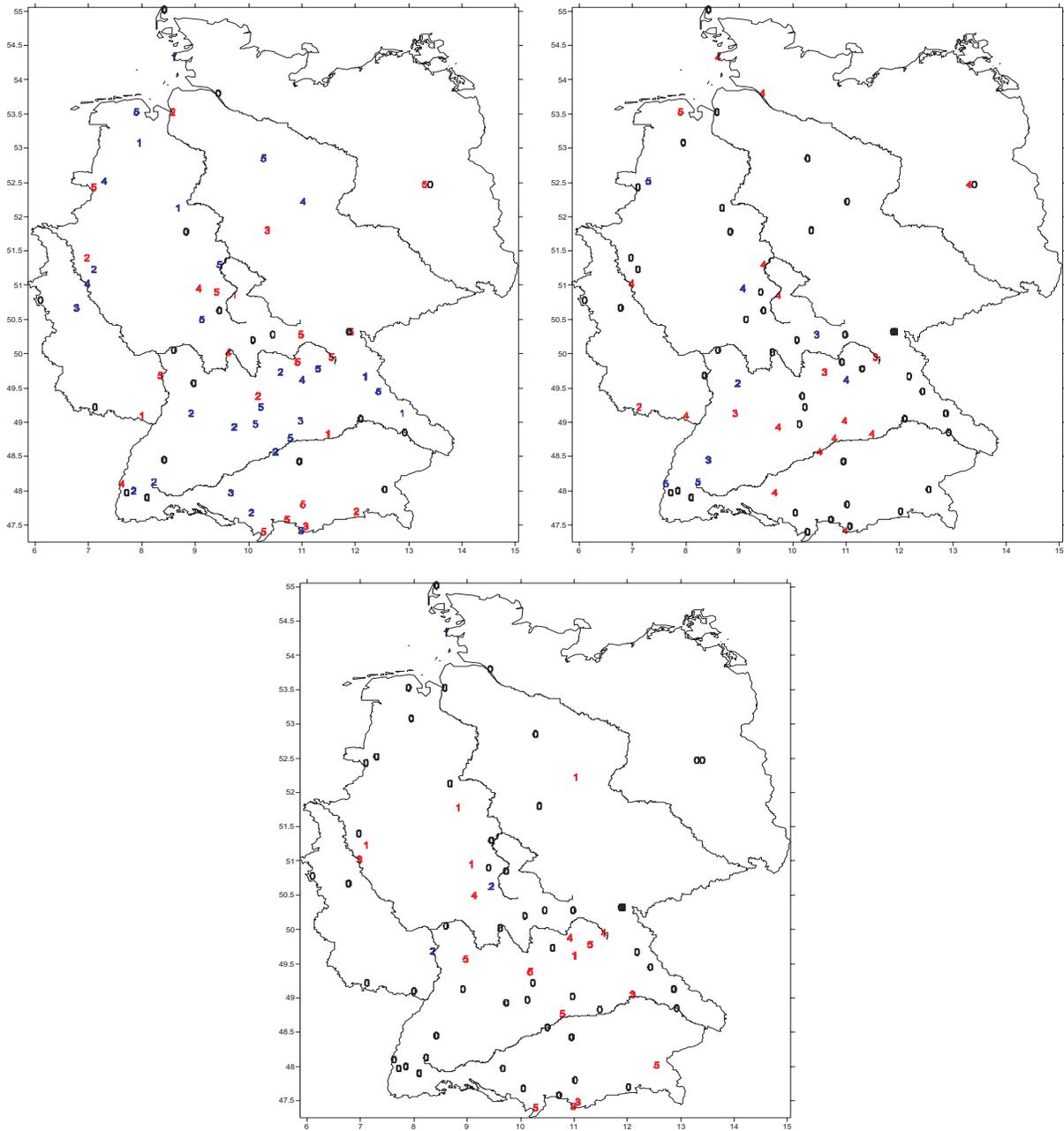


Abbildung B.124: Wie Abb. B.113 für Dezember.

Literaturverzeichnis

- [1] **Bahrenberg**, G., et al, *Statistische Methoden in der Geographie. Bände 1 und 2*. Teubner, Stuttgart, 1990 + 1992.
- [2] **DWD** (Deutscher Wetterdienst), *Klimastatusberichte*. Selbstverlag, Offenbach, 2003, 2004 (und frühere Jahrgänge).
- [3] **Jones**, P.D., et al., Climatic Research Unit, <http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/>, 2004, 2005.
- [4] **Grieser**, J. et al., *Statistische Analyse zur Früherkennung globaler und regionaler Klimaänderungen aufgrund des anthropogenen Treibhauseffektes*. Bericht Nr. 103, Inst. Meteorol. Geophys., Univ. Frankfurt/Main, 2000.
- [5] **Grieser**, J., et al., *Statistical time series decomposition into significant components and application to European temperature*, Theor. Appl. Climatol. **71**, 171-183, 2002.
- [6] **Hänsel**, S., et al, *Extreme Niederschläge und Trockenperioden - Sächsische Klimatrends*, Extended Abstract zur DACH-Tagung 2004, Freiberg, 2004.
- [7] **Hupfer**, P., und M. Börngen, *Gibt es Klimakatastrophen?* Naturwiss. Rdsch. 57, 233-240, 2004.
- [8] **IPCC**, (Houghton, J.T., et al., eds.), *Climate Change 2001. The Scientific Basis*. Univ. Press, Cambridge, 2001.
- [9] **IPCC**, *IPCC Workshop on Changes in Extreme Weather and Climate Events*. Workshop Report, Genf, 2002.
- [10] **Jonas**, M., *Zeitlich gleitende extremwertstatistische Untersuchungen von monatlichen Temperatur- und Niederschlagsreihen in Deutschland*. Diplomarbeit, Universität Frankfurt, 2003
- [11] **Kiktev**, D. et al, *Comparison of Modeled and Observed Trends in Indices of Daily Climate Extremes*. Journal of Climate 16: 3560-3571
- [12] **Kleeberg**, H.B., *Hochwassertrends in Deutschland*. Univ. d. Bundeswehr, Inst. f. Wasserwesen, Heft 56a, 155-167, 1996.

- [13] **Luterbacher**, J., et al., *European seasonal and annual temperature variability, trends, and extremes since 1500*. Science 303, 1499-1503, 2004.
- [14] **Menzel**, L., *Globale Klimaänderungen und extreme hydrologische Ereignisse Hochwasser und Dürren*. Vortrag bei der Tagung „Warnsignal Klima. Genug Wasser für alle“ (s. auch gleichnamiges Buch, Lozan, J.L., et al., Hrsg., Wiss. Auswertungen & GEO, Hamburg, 2005), Hamburg, 2004.
- [15] **Mudelsee**, M., et al., *No upward trends in the occurrence of extreme floods in central Europe*. Nature 425, 166-168, 2003.
- [16] **MüRück** (Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft), *Topics (Jahresrückblick Naturkatastrophen)*. Selbstverlag, München, 2003, 2004 (und frühere Jahrgänge).
- [17] **Rapp**, J., und C.-D. Schönwiese, *Atlas der Niederschlags- und Temperaturtrends in Deutschland 1891-1990*. Frankfurter Geowiss. Arb., Serie B, Band 5, Selbstverlag FB Geowiss. Univ. Frankfurt/Main, 2. Aufl., 1996.
- [18] **Rapp**, J., *Konzeption, Problematik und Ergebnisse klimatologischer Trendanalysen für Europa und Deutschland*. Bericht Nr. 212, Deut. Wetterdienst, Selbstverlag, Offenbach, 2000.
- [19] **Rinne**, H., Taschenbuch der Statistik. Harri Deutsch, Thun & Frankfurt, 2. Aufl., 1997.
- [20] **Rudolf**, B. und J. Rapp, *Das Jahrhunderthochwasser der Elbe: Synoptische Wetterentwicklung und klimatologische Aspekte*. In DWD, Klimastatusbericht 2002, S. 173-188, 2003.
- [21] **Schär**, C. und G. Jendritzky, *Hot news from summer 2003.*, Nature 432, 559-560, 2004.
- [22] **Schönwiese**, C.-D. und J. Rapp, *Climate Trend Atlas of Europe Based on Observations 1891-2000*. Kluwer, Dordrecht, 1997.
- [23] **Schönwiese**, C.-D., *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler*. Gebrüder Borntraeger, Berlin, Stuttgart, 3. Auflage, 2000.
- [24] **Schönwiese**, C.-D., *Klimatologie*. Ulmer Verlag, Stuttgart, 2003
- [25] **Schönwiese**, C.-D., et al., *The hot summer 2003 in Germany. Some preliminary results of a statistical time series analysis*. Meteorol. Z. 13, 323-327 2004.
- [26] **Schönwiese**, C.-D., et al., *Statistisch-klimatologische Analyse des Hitzesommers 2003 in Deutschland*. In DWD, Klimastatusbericht 2003, S. 123-132, 2004.

- [27] **Schönwiese**, C.-D., und R. Janoschitz, *Klimatrends in Deutschland 1901-2000*. Bericht Nr. 3, Inst. Atmosphäre u. Umwelt, Univ. Frankfurt/Main, in Vorbereitung, 2005.
- [28] **Staeger**, T., *Empirisch-statistische Analyse von Wechselbeziehungen zwischen Klimasystem und Anthroposphäre in neoklimatologischer Zeit*. Bericht Nr. 107, Inst. Meteorol. Geophys., Univ. Frankfurt/Main, 2003.
- [29] **Staeger**, T. und C.-D. Schönwiese, *Statistical separation of observed global and European climate data into natural and anthropogenic signals*. Clim. Res. 24, 3-13, 2003.
- [30] **Stainforth**, D.A., et al., *Uncertainty in predictions of the climate response to rising levels of greenhouse gases*. Nature 433, 403-406, 2005.
- [31] **Storch**, H. von und F. W. Zwiers, *Statistical Analysis in Climate Research*. Cambridge University Press, Cambridge, 1999.
- [32] **Stott**, P.A., et al., *Human contributions to the European heatwave of 2003*. Nature 432, 610-614, 2004.
- [33] **Trömel**, S., *Statistische Modellierung von Klimazeitreihen*. Dissertation, Frankfurt am Main, 2005. Bericht Nr. 2, Inst. Atmosphäre u. Umwelt, Univ. Frankfurt am Main, 2005.
- [34] **Walter**, A. und C.-D. Schönwiese, *Attribution and detection of anthropogenic climate change using a backpropagation neural network*. Meteorol. Z. 11, 335-343, 2002.
- [35] **Wilks**, D. S., *Statistical Methods in the Atmospheric Sciences*. Academic Press, San Diego, 1995
- [36] **Woth**, K., *Abschätzung einer zukünftigen Niederschlagsentwicklung mit statistischen Methoden unter Einbezug räumlicher Differenzierungsverfahren am Beispiel des Südwesteuropäischen Raums*. Diplomarbeit, GKSS-Report 2001/28, Universität Trier

Erklärung einiger Fachbegriffe

Cluster: Konzentrierung relativ vieler Daten, meist mit Blick auf \rightarrow Extremwerte, innerhalb eines bestimmten Zeitintervalls (hat hier nichts mit der statistischen Methodik der Clusteranalyse zu tun)

Eintrittswahrscheinlichkeit: Wahrscheinlichkeit, dass im Rahmen einer \rightarrow PDF Daten innerhalb eines bestimmten Wertintervalls auftreten

Erwartungswert: häufigster (\rightarrow Modus) bzw. wahrscheinlichster Wert eines Datenkollektivs

Extremwert: Datenwert, der relativ weit oberhalb bzw. unterhalb des \rightarrow Mittelwertes bzw. \rightarrow Modus liegt

Extremereignis: Konstellation (statistisch oder klimatologisch), die zum Auftreten von einem oder mehreren \rightarrow Extremwerten innerhalb eines bestimmten Zeitintervalls führt

Häufigkeitsverteilung: Häufigkeit der auftretenden Daten in Abhängigkeit von ihrem Wert

Jährlichkeit: Anzahl der Jahre, nach denen im Mittel aufgrund einer bestimmten statistischen Wahrscheinlichkeit bestimmte Daten (z.B. \rightarrow Extremwerte) zu erwarten sind

Jahrhundertereignis: Datenwert (z.B. \rightarrow Extremwert) mit einer \rightarrow Jährlichkeit von 100 Jahren

Jahrzehntereignis: Datenwert (z.B. \rightarrow Extremwert) mit einer \rightarrow Jährlichkeit von 10 Jahren

Lageparameter kennzeichnender Wert einer \rightarrow Häufigkeitsverteilung, der die Lage dieser Verteilung hinsichtlich des Koordinatensystems angibt (z.B. \rightarrow Mittelwert oder \rightarrow Modus)

Mittelwert: übliche arithmetische Mittelung von Daten (Summierung und Division durch Anzahl)

Modus: häufigster Wert eines Datenkollektivs

PDF: Abkürzung der engl. Bezeichnung für \rightarrow Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (probability density function)

Perzentil Datenwert einer \rightarrow Häufigkeitsverteilung, oberhalb bzw. unterhalb von dem ein bestimmter Prozentsatz der Daten zu finden ist (z.B. liegen oberhalb des oberen 10%-Perzentils noch 10% der Daten)

Residuum: Daten, die von einem Datenkollektiv (z.B. einer \rightarrow Zeitreihe) verbleiben, wenn bestimmte Strukturen, z.B. ein Trend, davon extrahiert worden sind

Risiko: Wahrscheinlichkeit dafür, dass innerhalb eines bestimmten Zeitintervalls ein bestimmter Datenwert (z.B. \rightarrow Extremwert) mindestens einmal auftritt

Standardabweichung: Wurzel aus der Varianz (Streuungsmaß)

Überschreitungswahrscheinlichkeit: Wahrscheinlichkeit, dass im Rahmen einer \rightarrow PDF Daten unterhalb eines bestimmten Schwellenwerts auftreten

Varianz: Summe der Abweichungsquadrate vom \rightarrow Mittelwert, dividiert durch die Anzahl der Daten minus 1

Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion: normierte Häufigkeitsverteilung, so dass das bestimmte Integral über alle Werte gleich 1 (100 %) ist; gibt an mit welcher Wahrscheinlichkeit bestimmte Datenwerte zu erwarten sind

Wartezeit: Zeit, die von einem beliebigen Zeitpunkt bis zum erstmaligen Auftreten eines bestimmten Datenwertes (z.B. \rightarrow Extremwerts) vergeht

Wiederkehrzeit: Summe aus allen möglichen \rightarrow Wartezeiten im Rahmen einer \rightarrow PDF, multipliziert mit der Wahrscheinlichkeit, dass genau nach dieser Zeit ein bestimmter Datenwert (z.B. \rightarrow Extremwert) auftritt

Zeitreihe: Daten, die in bestimmten Zeitabständen vorliegen bzw. Mittelwerte für bestimmte aufeinander folgende Zeitintervalle (z.B. monatlich, jährlich usw.)

Zufallsvariable: Größe (hier Messgröße), die nach zunächst unbekanntem Gesetzmäßigkeiten unterschiedliche Zahlenwerte annehmen kann