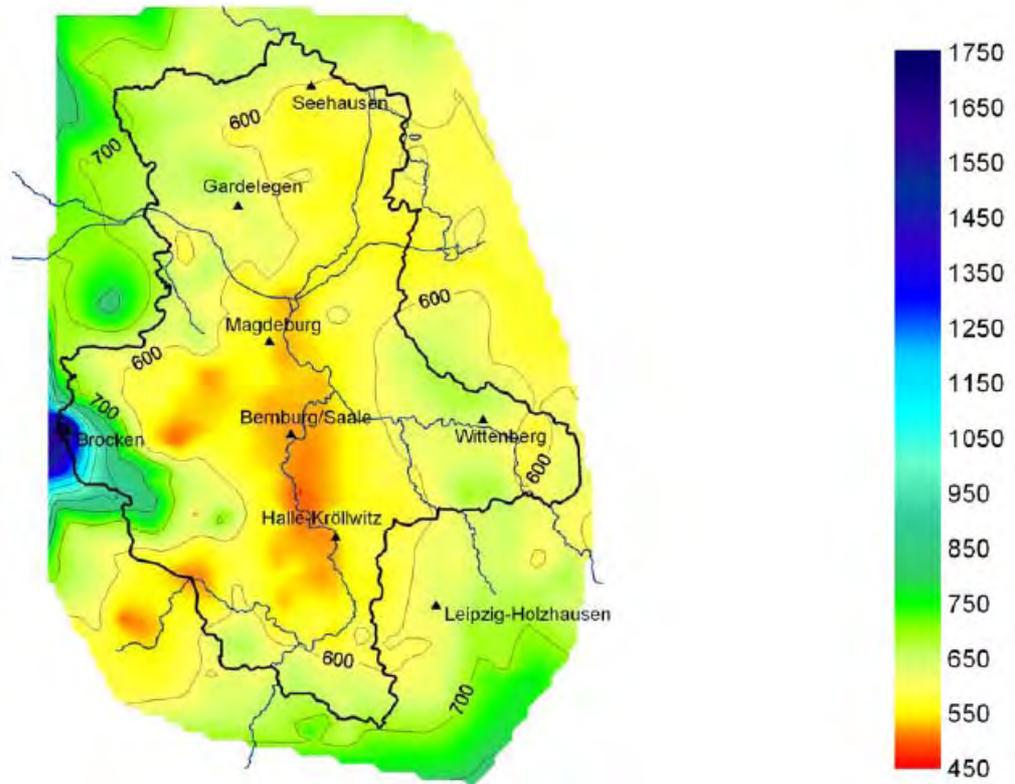


Regionale Klimadiagnose

Sachsen-Anhalt



SACHSEN-ANHALT

Landesamt für Umweltschutz

Regionale Klimadiagnose

Sachsen-Anhalt

Berichte des
Landesamtes für Umweltschutz
Sachsen-Anhalt

2008 – Sonderheft 5

Klimadiagnose

Unter dem Begriff "Klimadiagnose" fasst man die Verfahren zusammen, die die statistische Aufbereitung und Analyse von langen Zeitreihen klimarelevanter Parameter beinhalten. Grundlage für die Klimadiagnose sind demnach langjährige Zeitreihen aller zu untersuchenden Klimaparameter.

Der Untersuchungszeitraum sollte möglichst lang sein, um statistisch gesicherte Aussagen treffen zu können.

Für die Klimadiagnose des Landes Sachsen-Anhalt wurden Daten des Zeitraumes 1951 bis 2006 ausgewertet.

Grundlage sind dabei die Daten des Deutschen Wetterdienstes, die in einer Datenbank zusammengefasst wurden.

Die Klimadiagnose wurde durch die Technische Universität Dresden, Institut für Hydrologie und Meteorologie im Auftrag des Ministeriums für Landwirtschaft und Umwelt des Landes Sachsen-Anhalt durchgeführt.

Mit diesem Sonderheft werden die Ergebnisse der Klimadiagnose veröffentlicht.

Abschlussbericht

Zum Forschungsvorhaben des
Landesamt für Umweltschutz Sachsen-Anhalt

REKLI – Sachsen-Anhalt II

Regionale Klimadiagnose für Sachsen-Anhalt

Prof. Dr. Ch. Bernhofer (Projektleiter)

Dr. Valeri Goldberg

Dipl.- Geogr. Johannes Franke

Dipl.- Hydr. Michaela Surke

Dipl.- Hydr. Juliane Adam

Institut für Hydrologie und Meteorologie

Technische Universität Dresden

Piener Str. 23

01737 Tharandt

Dresden, Juli 2008

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	3
Tabellenverzeichnis	5
Symbole und Abkürzungen	5
1. Einleitung	7
1.1 Hintergrund, Stand der Forschung	7
1.2 Zielsetzung	8
2. Material und Methoden	9
2.1 Methoden der Datenverarbeitung	9
2.1.1 Struktur der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“	9
2.1.2 Datenassimilation	10
2.1.3 Systematik der Datenprüfung	11
2.1.3.1 Vorbereitende Analyse	11
2.1.3.2 Stationarität und Homogenität	14
2.1.3.3 Regelwerk für die Festlegung von Referenzstationen	20
2.1.3.4 Diskussion zur Homogenitätsprüfung	21
2.1.4 Systematik optionaler Datenanalysen	22
2.1.4.1 Trendanalyse	22
2.1.4.2 Diskussion zur Trendanalyse	24
2.1.5 Erzeugung von Flächendaten	26
2.2 Datenquellen und Datenlage	26
3. Ergebnisse	29
4. Zusammenfassung und Perspektiven	31
Literaturverzeichnis	32
Anhang	
A Karten – Niederschlag	35
B Karten – Temperatur	51

Abbildungsverzeichnis

- Abb. 1: Struktur der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ und Systematik der Datenverarbeitung
- Abb. 2: Flussdiagramm zum implementierten Prüfalgorithmus
- Abb. 3: Stationaritätsprüfung (Niederschlagsreihe Mochau)
- Abb. 4: Craddock-Test der Reihen Mochau - Straach
- Abb. 5: Doppelsummenanalyse für die Reihen Mochau - Straach
- Abb. 6: Quotientenlinie für die Reihen Mochau - Straach
- Abb. 7: Summendifferenzenlinie für die Reihen Mochau - Straach
- Abb. 8: Polygonnetz nach Thiessen
- Abb. 9: Relevante Stationen des Klimamessnetzes des DWD
- Abb. 10: Relevante Stationen des Niederschlagsmessnetzes des DWD
- Abb. 11: Verwendete Stationen zur Darstellung des Niederschlags
- Abb. 12: Verwendete Stationen zur Darstellung der Lufttemperatur
- Abb. A.1: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-1980
- Abb. A.2: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-1980
- Abb. A.3: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-1980
- Abb. A.4: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-1980
- Abb. A.5: Jahresniederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt; 1951-1980
- Abb. A.6: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1961-1990
- Abb. A.7: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1961-1990
- Abb. A.8: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1961-1990
- Abb. A.9: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1961-1990
- Abb. A.10: Jahresniederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt; 1961-1990
- Abb. A.11: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1971-2000
- Abb. A.12: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1971-2000
- Abb. A.13: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1971-2000
- Abb. A.14: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1971-2000
- Abb. A.15: Jahresniederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt; 1971-2000
- Abb. A.16: Relativer Trend des Niederschlags [%] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006
- Abb. A.17: Relativer Trend des Niederschlags [%] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006
- Abb. A.18: Relativer Trend des Niederschlags [%] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006
- Abb. A.19: Relativer Trend des Niederschlags [%] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006
- Abb. A.20: Relativer Trend des Jahresniederschlags [%] in Sachsen-Anhalt; 1951-2006
- Abb. A.21: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006
- Abb. A.22: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006
- Abb. A.23: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006

- Abb. A.24: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006
- Abb. A.25: Signifikanz (Testgröße Q) des Jahresniederschlags in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006
- Abb. B.1: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-1980
- Abb. B.2: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-1980
- Abb. B.3: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-1980
- Abb. B.4: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-1980
- Abb. B.5: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1951-1980
- Abb. B.6: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1961-1990
- Abb. B.7: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1961-1990
- Abb. B.8: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1961-1990
- Abb. B.9: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1961-1990
- Abb. B.10: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1961-1990
- Abb. B.11: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1971-2000
- Abb. B.12: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1971-2000
- Abb. B.13: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1971-2000
- Abb. B.14: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1971-2000
- Abb. B.15: Temperatur [°C] [mm] in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1971-2000
- Abb. B.16: Absoluter Trend der Temperatur [K] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006
- Abb. B.17: Absoluter Trend der Temperatur [K] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006
- Abb. B.18: Absoluter Trend der Temperatur [K] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006
- Abb. B.19: Absoluter Trend der Temperatur [K] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006
- Abb. B.20: Absoluter Trend der Temperatur [K] in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1951-2006
- Abb. B.21: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006
- Abb. B.22: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006
- Abb. B.23: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006
- Abb. B.24: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006
- Abb. B.25: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1951-2006

Tabellenverzeichnis

Tab. 1: Signifikanzgrenzen zum Buishand-Test

Tab. 2: Signifikanzgrenzen zum Alexandersson-Test

Tab. 3: Signifikanzniveau SIG, Irrtumswahrscheinlichkeit α der Trends

Symbole und Abkürzungen

A, B	Koeffizienten beim Abbe-Test
a, b	Konstanten der ANGSTRÖM-Formel ($a = 0,21$, $b = 0,56$)
a_i	Homogene Referenzreihe (Craddock-Test)
α	Irrtumswahrscheinlichkeit, Offset der Trendfunktion, Albedo ($\alpha = 0,25$)
b_I	Anzahl der identischen Reihenwerte des Beobachtungswertes
b_i	Testreihe (Craddock-Test)
β	Anstieg der Trendfunktion
C_1, C_2, C_3	Konstanten der MAGNUS-Formel ($C_1 = 6,1078$ hPa, $C_2 = 17,08085$, $C_3 = 234,175$ °C)
γ	Psychrometerkonstante (hPa/K)
d	Mittelwert der Test- und Referenzreihe (Buishand-Test)
d_i	i-ter Differenzenwert zwischen Test- und Referenzreihe (Buishand-Test)
e	Dampfdruck (hPa)
e_s	Sättigungsdampfdruck (hPa)
ETP	potentielle Verdunstung nach PENMAN (mm)
f(u)	Windfunktion (m/s)
i_0	Summationsindex für Zwischen- und Testgröße (Alexandersson-Test)
m	Anzahl der Filtergewichte bei Tiefpassfilterung
N	Anzahl der Wertepaare
n	Stichprobenumfang
Q, R, U	Prüfgrößen beim Buishand – Test (Q ... Prüfgröße beim Kendall-Test)
q_i	Quotient bzw. Differenz der Test- und Vergleichsreihe (Alexandersson-Test)
\bar{q}	Mittelwert der Quotienten bzw. Differenzen (Alexandersson-Test)
R_{ex}	extraterrestrische Bestrahlungsstärke auf eine horizontale Fläche (W/m ²)
R_g	Globalstrahlung (W/m ²)
R_{kw}	kurzwelliger Strahlungsterm (W/m ²)
R_{lw}	langwelliger Strahlungsterm (W/m ²)
R_n	Nettostrahlung, Strahlungsbilanz (W/m ²)
S	gemessene Sonnenscheindauer (h)
S_0	max. mögliche (astronomische) Sonnenscheindauer (h)
S_1, S_2	Kumulative Terme (Craddock - Test)

S_k^*	Quotient aus Differenzensummen der Test- und Referenzreihe (Buishand-Test)
s	Standardabweichung, Steigung der Sättigungsdampfdruckkurve (hPa/K)
sgn	Vorzeichen
s_q	Standardabweichung der Quotienten bzw. Differenzen (Alexandersson-Test)
st	Prüfgröße für Stationarität
T_{abs}	Differenz zwischen erstem und letztem Funktionswert der Trendfunktion, Temperatur ($^{\circ}\text{C}$)
T_{rel}	Relativer Trend
T_0	Testgröße (Alexandersson-Test)
T_{90}, T_{95}	Signifikanzgrenzen (Alexandersson-Test)
T_m	Monatsmittel der Temperatur ($^{\circ}\text{C}$)
t	Zeit, Prüfgröße beim Ausreißertest nach Dixon
\bar{t}	Tagesmittel der Temperatur ($^{\circ}\text{C}$)
u	Windweg (km/ Tag)
x	Realisierung aus der Grundgesamtheit
x_{max}	Maximalwert
\bar{x}	Mittelwert
y_1	Beobachtungswert
y_n	Trendfunktion
z_i	Zwischengröße (Alexandersson-Test)
\bar{z}_1, \bar{z}_2	Kumulative Mittelwerte der Zwischengröße (Alexandersson-Test)

1. Einleitung

1.1 Hintergrund, Stand der Forschung

Die derzeit verwendeten Klimamodelle liefern aufgrund der verbesserten Modellphysik (z.B. Berücksichtigung der Wechselwirkung von Ozean bzw. Landoberfläche mit der Atmosphäre in unterschiedlichen Zeitmassstäben) bereits statistisch "zuverlässige" Trendaussagen für globale Mittelwerte. Allerdings zeigen sich im regionalen Maßstab z.T. erhebliche Unterschiede zwischen den verschiedenen Modellen. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die regional prognostizierten Klimaänderungen mit zwei wesentlichen Unsicherheiten verbunden sind. Zum Einen wird von den Klimamodellen vor allem aus Gründen von Rechenzeiten nur eine räumliche Auflösung von maximal 100 km erreicht. Die Ableitung regionaler Klimatrends aus diesen Modellen erfordert demnach Methodiken, um die Auflösung der Klimamodelle durch sogenannte „down-scaling“ - Verfahren zu erhöhen. Zum Anderen fehlen im regionalen Maßstab z.B. für Mitteleuropa flächendeckende Klimatrendanalysen, welche die notwendige Eichung der Klimamodelle an die Wirklichkeit erlauben.

In den letzten 20 Jahren haben Trendanalysen als diagnostisches Mittel zur Erkennung beobachteter Klimavariationen zunehmend an Bedeutung gewonnen. Eine ausführliche Darstellung des Standes der Forschung zum Begriff Trend und zu den Methoden der Trendanalyse wird z.B. durch Schönwiese (1992) und Rapp (2000) gegeben. Gleichzeitig geben diese Arbeiten auch eine Übersicht zum Stand der Klimatrendanalyse in Deutschland. Dabei wird aufgezeigt, dass Ergebnisse zu regionalen Klimatrends unter Berücksichtigung aller relevanten Klimastationen u.a. auch in Sachsen-Anhalt weitestgehend fehlen. Zugleich muss auf die Problematik von Inhomogenitäten infolge von Messfehlern, Messausfällen, Stationsverlagerungen und Gerätewechsel hingewiesen werden. Werden diese nicht berücksichtigt, kann dies zu Fehlern in den Klimatrends führen. Obgleich Pauschalabschätzungen dieses Fehlers existieren (Rapp, 2000), besteht hier der Bedarf einer aktuellen Analyse aller relevanten Klimazeitreihen. Zur Homogenitätsprüfung von klimatologischen Zeitreihen existieren verschiedene Tests, welche verbreitet Anwendung finden (z.B. Herzog und Müller-Westermeier, 1998).

Vor dem Hintergrund der Diskussion anthropogener Änderungen des Großklimas erfordern langfristige Trends der Klimaparameter über die vergangenen Jahrzehnte besondere Aufmerksamkeit. Aus diesem Grund haben in den letzten 20 Jahren Trendanalysen als diagnostisches Mittel zur Erkennung beobachteter Klimavariationen zunehmend an Bedeutung gewonnen. Eine ausführliche Darstellung des Standes der Forschung zum Begriff Trend und zu den Methoden der Trendanalyse wird z.B. durch Schönwiese (1992) und Rapp (2000) gegeben. Gleichzeitig geben diese Arbeiten auch eine Übersicht zum Stand der Klimatrendanalyse in Deutschland. Außerdem wird bereits Mitte der 90er Jahre aufgezeigt, dass die Notwendigkeit der Durchführung regionaler Trendanalysen für die einzelnen Bundesländer steigt (Rapp & Schönwiese, 1995) und dass auch in Sachsen-Anhalt Ergebnisse zu regionalen Klimatrends unter Berücksichtigung aller relevanten Klimastationen weitestgehend fehlen. Zugleich muss auf die Problematik von Inhomogenitäten infolge von Messfehlern, Messausfällen, Stationsverlagerungen und

Gerätewechsel hingewiesen werden. Werden diese nicht berücksichtigt, kann dies zu Fehlern in den Klimatrends führen. Obgleich Pauschalabschätzungen dieses Fehlers existieren (Rapp, 2000), besteht hier der Bedarf einer aktuellen Analyse aller relevanten Klimazeitreihen. Zur Homogenitätsprüfung von klimatologischen Zeitreihen existieren verschiedene Tests, welche verbreitet Anwendung finden (z.B. Herzog und Müller-Westermeier, 1998).

Im Rahmen des auf den Thüringer Raum ausgerichteten Projektes „REWA-Thüringen“ (Dr. Enke, 2003) wurde bspw. der Fragestellung nachgegangen, welche Auswirkungen die von globalen Klimamodellen vorgezeichneten Szenarien für charakteristische Klimaregionen in Thüringen haben (Klimaprognose). Die Darstellung des „Ist-Zustandes“ durch die statistische Klimadiagnose wurde unter anderem auf nationaler Ebene bereits für Bayern (BayForKlim, 1996), die mittlere bis südliche Oberrheinregion (REKLIP, 1996), für Sachsen (CLISAX, 2001 und CLISAX II, 2002) sowie für Thüringen (REKLI, 2003; REKLI II, 2005 und REKLI III, 2005) festgehalten. Ein vorliegender „Klimaatlas für das Gebiet der DDR“ (KLIMA-Atlas, 1953) bezieht sich auch auf die Region Sachsen-Anhalt, stellt aber hinsichtlich der Zielstellung keine geeignete Grundlage dar, der zeitliche Abstand zu groß ist und neue Erkenntnisse hinsichtlich der Methodik bestehen. In diesem Kontext ist das geplante Vorhaben einzuordnen.

Ziel des Vorhabens ist es, einen Beitrag zur „Bestandsaufnahme“ regionaler Klimatrends in Europa zu leisten. Einen Schwerpunkt setzt dabei die Untersuchung regionaler Niederschlags- und Temperaturtrends.

1.2 Zielstellung

Ziel der Arbeit ist es, alle für Sachsen-Anhalt verfügbaren Zeitreihen der standardisierten Klimaelemente Niederschlag und Lufttemperatur (Mittel, Maximum, Minimum) zusammenzufassen und zu analysieren. Die Ergebnisse der Analyse sind die Basis für verlässliche und interdisziplinär nutzbare Aussagen über die zeitliche Entwicklung dieser Klimaelemente. Dabei stehen die Berechnung, Darstellung und Bewertung der Klimatrends in ihren räumlichen und zeitlichen (Bezug: Jahr, Jahreszeiten) Unterschieden im Mittelpunkt.

Aus dieser Zielsetzung heraus formulieren sich folgende Arbeitsabläufe:

- Assimilation aller relevanten Klimadaten in die „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“,
- Prüfung der klimatologischen Zeitreihen auf Homogenität,
- Durchführung von Trendanalysen mit den geprüften Klimadatenreihen,
- Übertragung der Punktinformation auf die Fläche und Visualisierung mit der Software SURFER 8.0 und
- Dokumentation des "Bestandes" an regionalen Klimatrends in Sachsen-Anhalt und ihre Bewertung im Zusammenhang mit möglichen Klimaänderungen und Klimawirkungen.

2. Material und Methoden

2.1 Methoden der Datenverarbeitung

In diesem Kapitel werden neben der Darstellung des angewandten Prüfalgorithmus für klimatologische Zeitreihen auch Ausführungen zur Systematik optionaler Datenanalysen (z.B. Trendanalyse), Datenassimilation und zur Struktur der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ angestellt. Methodisch wurde auf den im Projekt CLISAX (Bernhofer & Goldberg, 2001; Bernhofer et al, 2002) und REKLI (Bernhofer et al, 2003; Bernhofer et al, 2005) gemachten Erfahrungen aufgebaut.

2.1.1 Struktur der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“

Der Aufbau der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ war Gegenstand des Projektes REKLI Sachsen-Anhalt (2007).

Die „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ stellt einen relationellen Datenbankkomplex, basierend auf dem Datenbanksystems MIRCOSOFT-ACCESS 2000 dar.

Strukturell kennzeichnet die „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ einen Komplex bestehend aus 4 Subdatenbanken. Im Einzelnen handelt es sich hierbei um die „Analysen“, „Daten“, „Homodat“ und die „Stationsliste“, wobei letztere das Bindeglied innerhalb des Datenbankkomplexes bildet. Die Verknüpfung der 4 Subdatenbanken zum Komplex vollzieht sich über die Tabelle „Stationslexikon“. Diese Tabelle beinhaltet Stationsparameter (z.B. geographische Lage) und Angaben über die zugeordneten Zeitreihen der einzelnen Klimatelemente. Die Navigation und Steuerung der Bearbeitung erfolgt über speziell erstellte Formulare. Den implementierten Modulen liegen die Programmiersprachen VISUAL BASIC und SQL zugrunde.

Den Subdatenbanken „Daten“ und „Homodat“ obliegt die Speicherung von Rohdaten bzw. geprüften Datensätzen, wobei sich das Einlesen der Rohdaten in die „Daten“ - Datenbank programmgesteuert durch den Benutzer vollzieht. Somit lässt sich die datenseitige Fortführung der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ gewährleisten. Die „Analysen“ - Datenbank stellt die eigentliche Anwenderdatenbank dar. In ihr können programmgesteuert durch den Benutzer Datenprüfung, Trendanalyse, verschiedene Auswertungen, sowie das Extrahieren von Datensätzen vorgenommen werden. Nachstehende Abbildung 1 zeigt die Struktur und die Systematik der Datenverarbeitung innerhalb der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“.

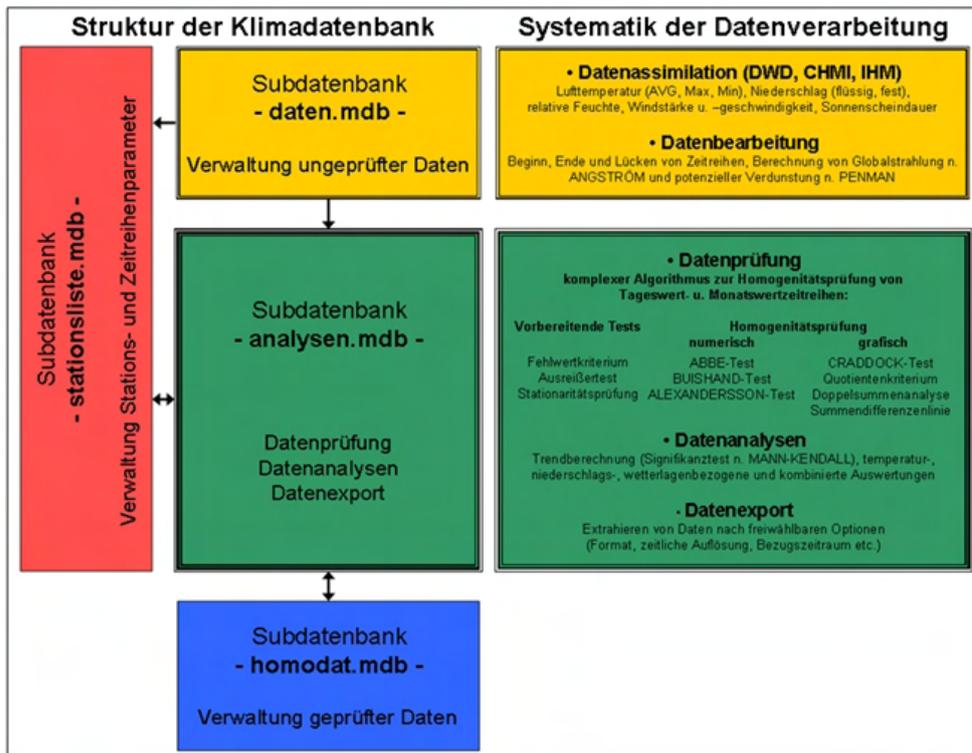


Abb. 1: Struktur der „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ und Systematik der Datenverarbeitung

2.1.2 Datenassimilation

Der Vorgang der Datenassimilation in die „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ ist im Handbuch detailliert beschrieben. Neben der Assimilation standardisierter Klimatelemente aus dem Messprogramm des Deutschen Wetterdienstes (DWD) können u.a. die Globalstrahlung und potentielle Verdunstung als abgeleitete bzw. komplexe Klimagrößen aus ihren Parametern berechnet werden. Zur Ableitung der Globalstrahlung R_g aus der gemessenen Sonnenscheindauer ist der semi-empirische Ansatz nach ANGSTRÖM (aus Dyck & Peschke, 1995) implementiert.

$$R_g = R_{ex} \left(a + b \frac{S}{S_0} \right) \quad (1)$$

Hinsichtlich der Beschreibung der Parameter wird auf das Symbolverzeichnis verwiesen. Zur Berechnung der potentiellen Verdunstung ETP als komplexe Klimagröße wird programmtechnisch die PENMAN-Formel (aus Schröder, 1985) verwendet:

$$ETP = \frac{s}{s + \gamma} R_n + \left(1 - \frac{s}{s + \gamma} \right) (e_s - e) f(u) \quad \text{mit} \quad (2)$$

$$e_s = C_1 * \exp \left(\frac{C_2 * T}{(C_3 + T)} \right) \quad \text{(MAGNUS-Formel),} \quad (3)$$

$$f(u) = 0,27 \left(1 + \frac{u}{100} \right) \quad \text{und} \quad (4)$$

$$R_n = R_{kw} - R_{lw} = (1 - \alpha)R_g - f(T)f(e)f\left(\frac{S}{S_0}\right) \quad , \text{ wobei} \quad (5)$$

$$f(T) = 1,98 * 10^{-9} (273 + T_m)^4, \quad (6)$$

$$f(e) = 0,34 - 0,044\sqrt{e} \quad \text{und} \quad (7)$$

$$f\left(\frac{S}{S_0}\right) = 0,1 + 0,9 \frac{S}{S_0} \quad \text{ist,} \quad (8)$$

2.1.3 Systematik der Datenprüfung

Als Grundlage für die methodische Vorgehensweise dienen die Empfehlungen in den Veröffentlichungen von Rapp und Schönwiese (1995). Das Flussdiagramm in Abbildung 2 stellt die schrittweise Abarbeitung des implementierten Prüfalgorithmus zur Homogenitätsprüfung dar. Die Strategie erfolgt verbal über vorbereitende Analysen (Kapitel 2.1.3.1), Stationaritäts- und Homogenitätsprüfung (Kapitel 2.1.3.2). Zu den vorbereitenden Analysen gehören sowohl die Fehlwertsuche (zeitliche Datenpräsenz als Prüfkriterium) als auch der Test auf Ausreißer. Diese beiden Testverfahren und die sich anschließende Stationaritätsprüfung können als „Einreihentest“ bezeichnet werden, da hier nur die zu prüfende Zeitreihe Grundlage ist. Im Gegensatz dazu charakterisiert sich die hier verwendete relative Homogenitätsprüfung durch die Prüfung anhand von Referenzstationen – „Zweireihentest“. Hinweise zur Festlegung von Referenzstationen werden in Kapitel 2.1.3.3 aufgeführt.

Aufgrund der größeren Fluktuationen gegenüber Monatswerten wird die Homogenitätsprüfung täglicher Werte als kritisch eingestuft, da die höheren Amplituden oft physikalisch begründbar sind. Aus diesem Grund werden die verwendeten Zeitreihen in täglicher Auflösung dem Prüfalgorithmus auf Monatsbasis unterzogen.

2.1.3.1 Vorbereitende Analyse

Fehlwertsuche

Die Fehlwertsuche wird nur auf die Testreihe angewandt. Abbruchkriterien sind hier:

- mehr als 25% der Jahre haben im betreffenden Monat Fehltag und
- die Reihe hat weniger als 25 Jahre (Monate ohne Fehltag).

Wird eines der beiden Kriterien erreicht, so erhält der Bearbeiter den Hinweis, eine Fehlwertersetzung durchzuführen und das Programm wird abgebrochen.

Ausreißerprüfung

Nachfolgend wird die Zeitreihe auf Ausreißer geprüft. Hierzu wird der Test nach Dixon (1950), beschrieben in Sachs (1968) angewendet, wobei auch die Ausreißerprüfung nur die Testreihe kontrolliert.

Bedingt durch die Art der Werte, werden bspw. die Niederschlagsreihen nur auf Ausreißer nach oben hin untersucht. Die Temperaturreihen werden nach Ausreißern an beiden Enden der Reihe untersucht. Entsprechend den statistischen Parametern der Reihe berechnet das Programm einen Minimal- und Maximaltestwert. Danach wird in der Reihe geprüft, welche Werte die Grenze über- bzw. unterschreiten.

Da der Ausreißertest nach DIXON Normalverteilung voraussetzt, werden die Werte vorher logarithmiert. Die Prüfgröße t ermittelt sich aus:

$$t = \frac{x_{\max} - \bar{x}}{s} \quad (9)$$

wobei x_{\max} der Maximalwert, \bar{x} der Mittelwert und s die Standardabweichung der Reihe ist. Liegt der so berechnete Wert t höher als 3.884, so ist mit einer Wahrscheinlichkeit von 5% ($\alpha = 0.05$) anzunehmen, dass dieser Wert ein Ausreißer ist (exakt nur gültig bei mehr als 1000 Werten).

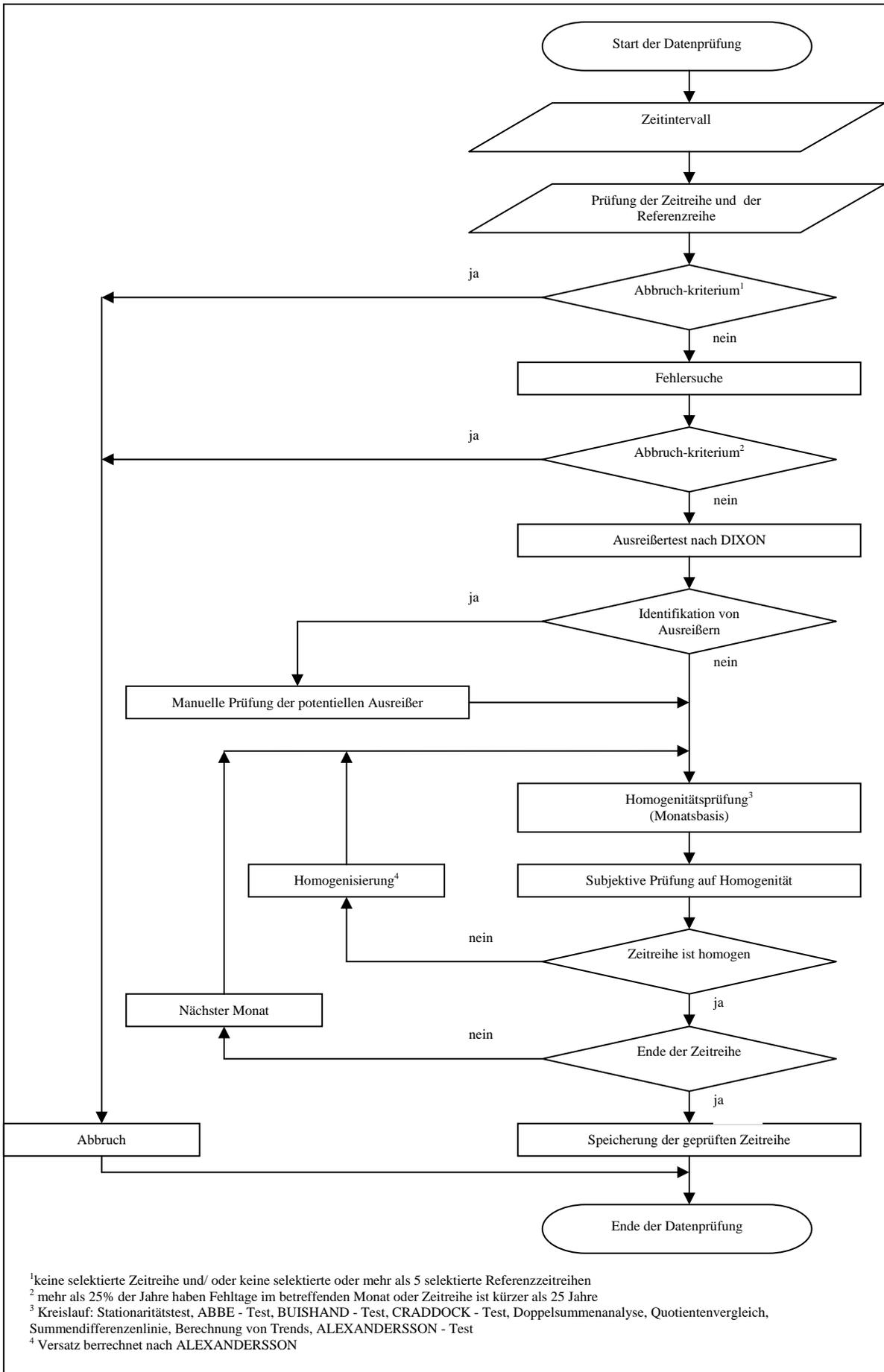


Abb. 2: Flussdiagramm zum implementierten Prüfalgorithmus

2.1.3.2 Stationarität und Homogenität

Ein grundlegendes Problem der Analyse klimatologischer Zeitreihen ist die Feststellung von Homogenitäten bzw. Inhomogenitäten. Im Folgenden werden einige Verfahren zur Homogenitätsprüfung vorgestellt. Die Abhandlung basiert hauptsächlich auf den Ausführungen von Schönwiese und Malcher (1985). Des Weiteren sind noch andere Methoden aufgenommen worden.

Grundlagen

Stationarität bedeutet, dass die statistischen Charakteristika einer Zeitreihe zeitlich invariant sind (Schönwiese und Malcher, 1985). Die Nicht-Stationarität klimatologischer Zeitreihen kann prinzipiell zwei Ursachen haben: meteorologische und nichtmeteorologische. Im letzteren Fall wird von Inhomogenitäten in der Zeitreihe gesprochen. Wenn beispielsweise die Zeitreihen zweier Stationen supraskaligen Klimavariationen unterworfen sind, kann von einer Nicht-Stationarität, aber Homogenität der Zeitreihen gesprochen werden, da es sich um meteorologische Ursachen handelt (z.B. Änderungen der atmosphärischen Zirkulation). Inhomogenität dagegen lässt sich an Unterschieden zwischen den Zeitreihen nahegelegener Stationen erkennen und bezieht sich auf lokale, nicht zur Messgröße gehörende Einflüsse an einer Station (z.B. Geräteveränderung oder Stationsverlegung). Die einfachste und sicherste Aufdeckung von Inhomogenitäten beruht auf verlässlichen Dokumentationen der Stationsgeschichte. Solche liegen für die bearbeiteten Stationen meist nicht vor. Ein Notbehelf ist die statistische Homogenitätsprüfung. Dabei gibt es zwei Möglichkeiten: a) absolute Homogenitätstests, die sich auf nur eine Klimareihe stützen und entsprechend unsicher sind; b) relative Homogenitätstests, die auf Vergleichen mit benachbarten Stationen bzw. Gebietsmittelwerten (als Referenz-Datenreihen) beruhen. Da alle Verfahren gewisse Vor- und Nachteile aufweisen, sollten stets mehrere Methoden nebeneinander betrachtet werden.

Stationaritätsprüfung

Mittels folgendem Schnelltest ist es möglich eine Zeitreihe sehr einfach und trotzdem sicher auf Stationarität zu prüfen

$$st \approx \pm s \cdot \sqrt{\frac{n}{m \cdot (m-1)}} \quad (10)$$

wobei s die Standardabweichung, n der Stichprobenumfang und m die Anzahl der Filtergewichte der genutzten Tiefpassfilterung sind (mit $m \ll n$). Dadurch entstehen zwei Schranken, die vom Mittelwert abgezogene sowie hinzugezogene st -Linie. Aufgrund des elfjährigen Sonnenfleckenzyklus wird hierbei mit 11 Filtergewichten gerechnet. Die Vorgehensweise ist folgendermaßen:

Zu Beginn wird die Reihe mit m Filtergewichten tiefpassgefiltert (das Programm nutzt $m = 11$ Jahre).

Diese gefilterte Reihe wird zusammen mit der gemessenen Reihe in einem Diagramm über der Zeit aufgetragen. Zusätzlich werden in diesem Diagramm die zwei Schranken dargestellt. Beispielhaft wird in Abbildung 3 die Reihe von Mochau betrachtet. Da sich die tiefpassgefilterte Reihe innerhalb der Schranken bewegt, gilt die Aussage, dass die Mochauer Niederschlagsreihe stationär ist. Dies beinhaltet keine Aussage über die Homogenität! Verlässt die tiefpassgefilterte Reihe den durch die Schranken gegebenen Rahmen, so kann die Reihe als nicht-stationär bezeichnet werden. Eine solche Nicht-Stationarität kann durch Variationen im Klima am gewählten Messpunkt hervorgerufen werden oder nichtmeteorologische Ursachen haben.

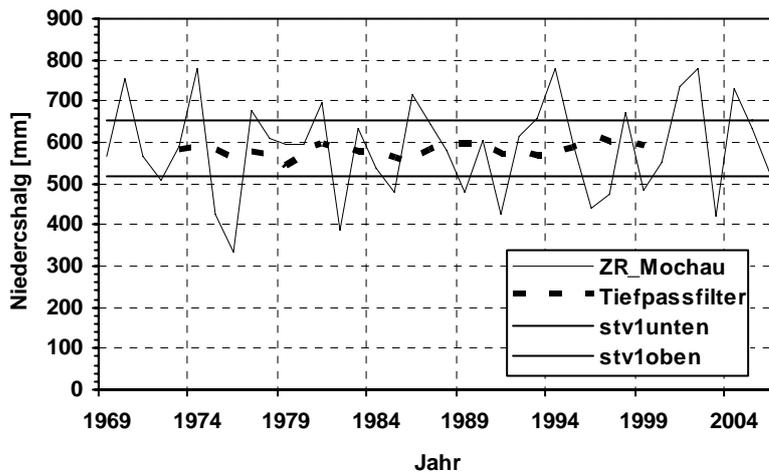


Abb. 3: Stationaritätsprüfung (Niederschlagsreihe Mochau)

Abbe-Test

Das Abbe-Kriterium berücksichtigt sowohl die Vorzeichen der Datenänderungen als auch die Abweichungen vom Mittelwert. Nach Abbe muss im Fall von Homogenität folgende Ungleichung erfüllt sein:

$$1 - \frac{1}{\sqrt{n-1}} \leq \frac{2 \cdot A}{B} \leq 1 + \frac{1}{\sqrt{n-1}} \quad (11)$$

mit

$$A = (x_1 - \bar{x})^2 + (x_2 - \bar{x})^2 + \dots + (x_n - \bar{x})^2 - \frac{1}{2} [(x_1 - \bar{x})^2 + (x_n - \bar{x})^2] \quad (12)$$

$$B = [(x_1 - \bar{x}) - (x_2 - \bar{x})]^2 + [(x_2 - \bar{x}) - (x_3 - \bar{x})]^2 + \dots + [(x_{n-1} - \bar{x}) - (x_n - \bar{x})]^2 \quad (13)$$

Der Nachteil des Abbe-Tests ist jedoch, dass auch langfristig auftretende Fluktuationen als Inhomogenitäten diagnostiziert werden, die aber klimatisch real sind. Der Test ist demzufolge überkritisch.

Buishand-Test

Die Beeinträchtigung, zu keiner Signifikanzaussage zu kommen, überwindet Buishand (1982), der in seinen relativen Homogenitätstest ebenfalls kumulative Abweichungen verwendet. Es ist ein multipler Test mit drei¹ Testgrößen.

Die Testgrößen lauten:

$$Q = \text{Max}|S_{k^*}| \quad (\text{aus } 0 \leq k \leq n) \quad (14)$$

$$R = \text{Max}(S_{k^*}) - \text{Min}(S_{k^*}) \quad (\text{jeweils aus } 0 \leq k \leq n) \quad (15)$$

$$U = \frac{1}{1 \cdot (n+1)} \cdot \sum_{k=1}^{n-1} (S_{k^*})^2 \quad (16)$$

dabei ist

$$S_{k^*} = \frac{\sum_{i=1}^k (d_i - d)}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (d_i - d)^2}} \quad (S_{k0} = 0) \quad (17)$$

mit $k = 1, 2, \dots, n$; d_i sind die Differenzwerte zwischen Test- und Referenzreihe und d ist deren Mittelwert. Der Test setzt Normalverteilung und Datenunabhängigkeit (d.h. keine signifikanten Autokorrelation) voraus. Die Testgrößen Q, \dots, U müssen bestimmte Tabellenwerte, siehe Tabelle 1, überschreiten, um auf dem betreffenden Niveau Inhomogenität vermuten zu lassen.

Tab. 1: Signifikanzgrenzen zum Buishand-Test

n	$\frac{Q}{\sqrt{n}}$			$\frac{R}{\sqrt{n}}$			U		
	90%	95%	99%	90%	95%	99%	90%	95%	99%
20	1,10	1,22	1,42	1,34	1,43	1,60	0,343	0,447	0,662
50	1,14	1,27	1,52	1,44	1,55	1,78	0,342	0,452	0,718
100	1,17	1,29	1,55	1,50	1,62	1,86	0,341	0,457	0,712
∞	1,22	1,36	1,63	1,62	1,75	2,00	0,347	0,461	0,743

Craddock-Test

Craddock (1979) hat einen relativen Homogenitätstest in graphischer Form entwickelt. Jener soll verteilungsfrei und in der Lage sein, den Zeitpunkt vermuteter Inhomogenitäten anzugeben. Er ermöglicht aber keine definitiven Signifikanzaussagen und genau genommen auch keine objektive Testentscheidung.

¹ im Originaltext werden vier Größen genutzt; die vierte Größe (wie in Schönwiese 1985 beschrieben) bringt aber keine sinnvollen Ergebnisse

In diesem Test werden die kumulativen Terme $S_1 = \frac{\bar{b}}{a} \cdot a_1 - b_1; S_2 = \frac{\bar{b}}{a} a_1 - b_1 + \frac{\bar{b}}{a} a_2 - b_2; \dots$ gegenüber der Zeit t graphisch aufgetragen, wobei $a_i (i = 1, \dots, n)$ eine homogene Referenzreihe (ggf. auch Gebietsmittel-Reihe) und b_i die zu testende Reihe ist (vgl. Abb. 4). Ausgeprägte relative Maxima und Minima weisen auf Inhomogenität hin.

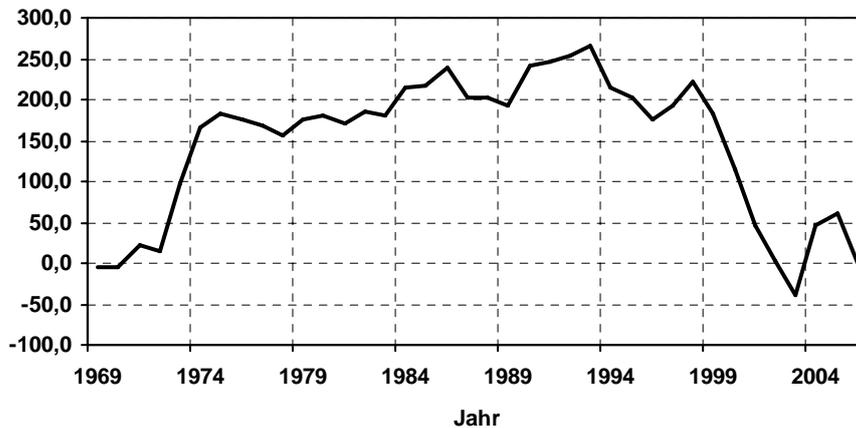


Abb. 4: Craddock-Test der Reihen Mochau - Straach

Doppelsummenanalyse

Mit dem in Dyck (1980) beschriebenen relativen Testverfahren kann eine Zeitreihe sowohl graphisch als auch rechnerisch auf Homogenität geprüft werden. Werden die fortlaufend aufsummierten Werte der zu prüfenden Beobachtungsreihe gegen die im gleichen Zeitrhythmus aufsummierten Werte einer Bezugsreihe aufgetragen, so ergibt sich die Doppelsummenkurve (vgl. Abb. 5). Bei ausreichender Korrelation lässt sich im linearen Maßstab die Doppelsummenkurve als Gerade ausgleichen. Mathematisch gesehen bedeutet dies einen konstanten Anstieg. Im üblichen Rahmen erfolgt nur eine optische Auswertung. Diese kann durch einen Signifikanztest noch geprüft werden. Hierzu wird der F-Test angewendet (Dyck, 1980).

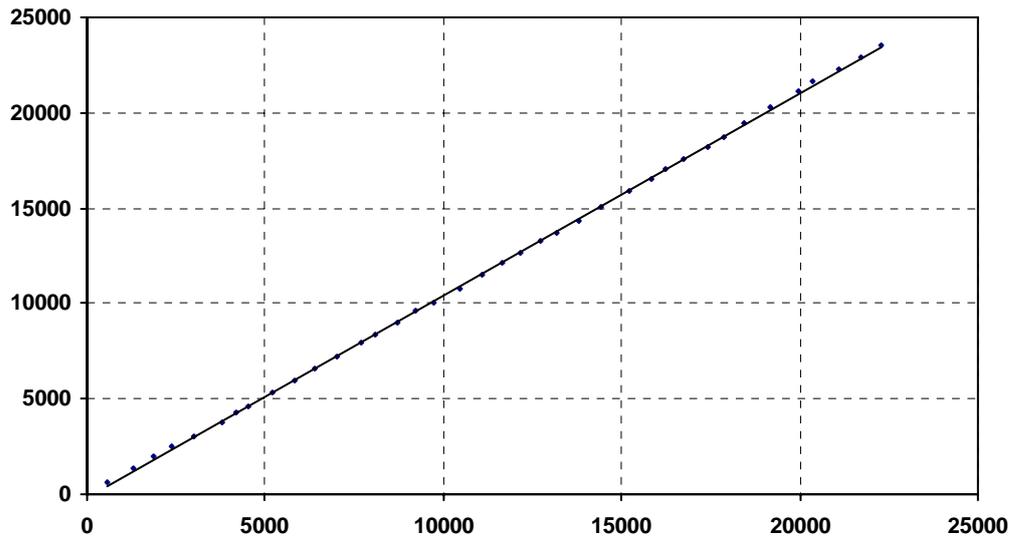


Abb. 5: Doppelsummenlinie für die Reihen Mochau - Straach

Quotientenvergleich

Nach Hann (1898) kann davon ausgegangen werden, dass sich die Quotienten der Niederschläge benachbarter Orte nur in einem relativ geringen Schwankungsbereich bewegen. Größere Ausreißer deuten fast immer auf eine Inhomogenität hin. Im Falle des Quotientenvergleichs Mochau-Straach (vgl. Abb. 6) zeigen sich relativ geringe Schwankungen. Demzufolge kann davon ausgegangen werden, dass die Station Mochau homogen ist.

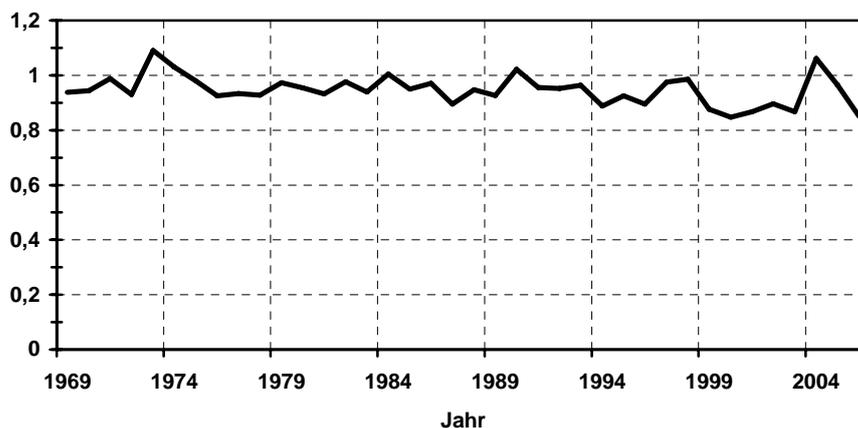


Abb. 6: Quotientenlinie für die Reihen Mochau - Straach

Summendifferenzenlinie

Die Summendifferenzenlinie (SDL) ist kein Homogenitätstest im üblichen Sinne. Sie ist eine Form der graphischen Darstellung von hydrologischen Reihen. Ursprung ist die Definition der Summenlinie als das Integral der Ganglinie. Wird von dieser die kumulative Summe des Mittelwertes abgezogen, so entsteht die SDL (vgl. Abb. 7).

Mit der daraus erhaltenen SDL können die einzelnen Zeitreihen verglichen werden. Vorteil der SDL ist, dass die Fluktuationen der Zeitreihen erkannt werden können. Treten zwischen den einzelnen Stationen signifikante Unterschiede auf, so muss von Inhomogenität ausgegangen werden.

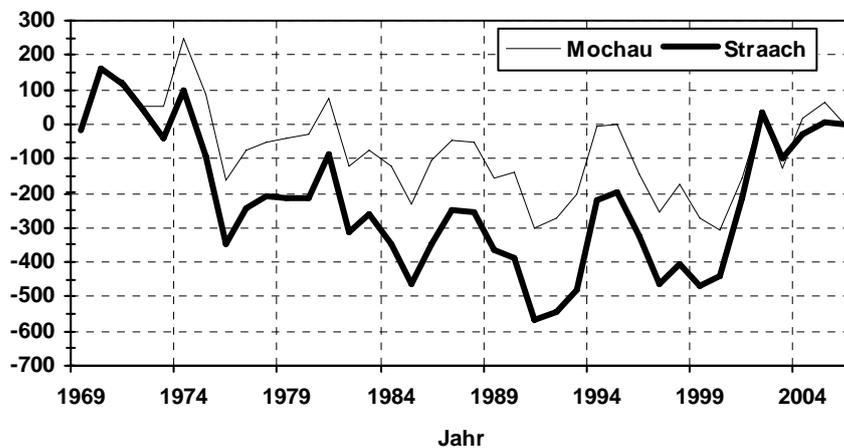


Abb. 7: Summendifferenzlinie für die Reihen Mochau - Straach

Alexandersson - Test

Alle bereits genannten Tests haben einen entscheidenden Nachteil. Sie sind nicht in der Lage, erkannte Inhomogenitäten zu bereinigen. Dieses ist mit dem von Alexandersson (1986) entwickelten Test möglich. Im ersten Schritt wird die Homogenität der vorliegenden Reihe geprüft. Hierzu sind zwei Methoden wählbar. Die erste nutzt den Quotienten zweier Reihen, die zweite nutzt deren Differenzen. Vor dem eigentlichen Test wird eine Zwischengröße ermittelt.

$$z_i = \frac{q_i - \bar{q}}{s_q} \quad (18)$$

Dabei ist \bar{q} der Mittelwert der Quotienten bzw. Differenzen, s_q die Standardabweichung und q_i der Quotient bzw. die Differenz mit $1 \leq i \leq n$. Eingesetzt werden diese Werte in die nachstehenden Formeln.

$$\bar{z}_1 = \frac{1}{i_0} \cdot \sum_{i=1}^{i_0} z_i \quad (19)$$

$$\bar{z}_2 = \frac{1}{n - i_0} \cdot \sum_{i=i_0+1}^n z_i \quad (20)$$

Die Testgröße wird daraus wie folgt ermittelt:

$$T_0 = \max \left[i_0 \cdot \overline{z_1}^2 + (n - i_0) \cdot \overline{z_2}^2 \right] \quad (21)$$

Überschreitet der Wert T_0 die entsprechende Signifikanzgrenze (vgl. Tab. 2), so ist auf dem entsprechenden Niveau Inhomogenität zu erwarten. Der Zeitpunkt der Inhomogenität ist $n_0 \left[= n \text{ für } \int T_n = \max \right]$. Das relative Ausmaß des Sprunges beträgt:

$$\frac{\frac{1}{n - n_0} \cdot \sum_{i=n_0+1}^n q_i}{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{n_0} q_i} \quad (22)$$

Tab. 2: Signifikanzgrenzen zum Alexandersson-Test; T_{90} stellt die Signifikanzgrenze von 90% dar, T_{95} entsprechend 95%

n	T90	T95
25	6,55	7,75
50	7,25	8,55
75	7,65	8,95
100	7,80	9,15
150	8,05	9,35
200	8,20	9,55

Programminternes Homogenitätskriterium

Die monatsweise Homogenitätsprüfung wird durch Prüfung der Jahreswerte der Rohdaten ergänzt. Das Kriterium für Inhomogenität ist folgendermaßen definiert: Wird bei drei der numerischen Testgrößen Inhomogenität festgestellt und zeigt der Alexandersson-Test auch eine Inhomogenität an, so wird durch den Alexandersson-Test der monatliche Versatz berechnet. Die Homogenisierung vollzieht sich dann über die monatliche Verrechnung des Versatzes. Danach werden die Tests noch einmal durchlaufen, wobei hier abschließend die Jahreswerte der homogenisierten Monatswerte geprüft werden. Dieses Verfahren wird so oft wiederholt, bis der Monat als homogen angesehen wird. Bei den beiden geprüften Jahresreihen wird nur ein Vorschlag für die Homogenisierung angegeben. Eine direkte Homogenisierung erfolgt nicht.

Generell sind zur Entscheidung auf Homogenität bzw. Inhomogenität die Ergebnisse der graphischen Testverfahren als Hilfsmittel zu verwenden.

2.1.3.3 Regelwerk für die Festlegung von Referenzstationen

Voraussetzung zur Durchführung einer Homogenitätsprüfung sind in sich homogene Referenzstationen. Prinzipiell sollte eine gut gewartete Klimastation immer die gleiche Standardumgebung haben, die in Messvorschriften festgelegt ist.

Besonderheiten der Stationen werden dabei nach einem festgelegten Schlüssel aufgezeichnet (DWD, 1992). Diese Vorschriften ändern sich im Laufe der Zeit, die Änderungen werden jedoch nicht immer termingerecht vollzogen und auch nicht immer vollständig eingehalten. Über lange Zeiträume ist es also mit vertretbarem Aufwand praktisch kaum möglich, für mehrere 100 Stationen anhand von Stationsdaten auf die Homogenität der Messdaten zu schließen. Ein möglicher Weg, mit Hilfe der Daten mehrerer Stationen die Homogenität der Daten einer einzelnen Station zu beurteilen, soll im Folgenden beschrieben werden: Für ein räumlich begrenztes Gebiet, welches die gleichen klimatischen Eigenschaften (insbesondere bezogen auf Niederschlag und Temperatur) aufweist, müssen mehrere Stationen vorhanden sein. Beim Niederschlag sollte der horizontale Abstand möglichst gering sein, da insbesondere bei konvektiven Niederschlägen die horizontalen Unterschiede schon auf kleinsten Raum sehr groß werden können. Der vertikale Höhenunterschied ist nur von untergeordneter Bedeutung, solange man unterhalb der niederschlagsbildenden Wolkenschicht bleibt. Aufgrund einer starken räumlichen Korrelation kann der horizontale Abstand bei der Temperatur relativ groß sein. Vertikale Höhenunterschiede hingegen sollten aber wegen der höhenabhängigen Temperaturschichtung möglichst gering gehalten werden. Die einzelnen Stationen dieses Kollektivs werden nun im Rotationsverfahren gegen das Gebietsmittel der anderen Stationen auf Homogenität geprüft. Durch die Gebietsmittelung sollten eventuelle Inhomogenitäten einzelner Stationen aufgehoben werden. Die besten Stationen, die möglichst professionell betriebene Stationen sein sollten, können dann als Referenzstationen für die weitergehende Homogenisierung genutzt werden.

Räumliche Repräsentanz bzw. maximaler Abstand von Niederschlagsmessstationen

Im Fall der Niederschlagshöhe nimmt der Korrelationskoeffizient in der Nähe der Station (bis 200 km) zunächst rasch ab, mit größerem Abstand jedoch weniger schnell. Dieses Verhalten entspricht einer Abnahme mit dem Logarithmus der Entfernung, die Sneyers und Dupriez (1978) auch für die Monatssummen des Niederschlags in Belgien fanden. Die räumliche Repräsentanz liegt in Abhängigkeit von Monat bzw. Jahreszeit zwischen 100 und 200 km. Die im Norden Deutschlands nur schwach ausgeprägten Luv- und Lee-Effekte wiederum führen dazu, dass die Repräsentanz dort etwas höher ist als im orografisch stärker gegliederten Süddeutschland.

2.1.3.4 Diskussion zur Homogenitätsprüfung

Der Bearbeiter entscheidet letztlich nach den statistischen Kennwerten, den Stationsinformationen und dem Vergleich mit anderen geprüften Reihen, ob eine Reihe homogenisiert wird oder nicht. Dieses Verfahren schränkt die Fehler, die durch eine vollautomatische Datenverarbeitung „hindurchrutschen“ ein und lässt eine Entscheidung aufgrund komplexer Betrachtung zu. Aus diesem Grund ist es aber zum Teil auch ein

individuelles, nichtobjektives Verfahren. Deshalb ist es in jedem Fall notwendig, bei einer Verwendung der homogenisierten Reihen die Informationen zur Homogenisierung und die Rohdaten mit zu beachten.

Entscheidung zur Homogenisierung

Die Homogenitätsprüfung ist ein Mittel zur Aufdeckung von anthropogen verursachten Nicht-Stationaritäten innerhalb meteorologischer Zeitreihen. Diese Nicht-Stationaritäten wirken sich in der Regel auf das gesamte Jahr aus. Somit sind aufgezeigte Inhomogenitäten einzelner Monate ein Hinweis auf mögliche bspw. niederschlagspezifische Änderungen. Sofern sich aber keine starken Differenzen zwischen der Test- und Referenzreihe ergeben, müssen diese keiner Homogenisierung unterzogen werden (die Bearbeitung müsste auf der Grundlage umfangreicher Recherchen erfolgen, die mit vertretbarem Aufwand nicht zu generalisieren wäre). Vorschläge für klimatologisch unbedeutende Differenzen sind im DWD-Bericht 202 (1998) unterbreitet worden. Für den Niederschlag wird eine Differenz von 100 mm bzw. 10%, bei der Temperatur von 0,2 °K bei Jahresmittelwerten und 0.5 °K bei Monatsmittelwerten angenommen. Prinzipiell sollte die Homogenisierung sehr konservativ angewendet werden. Um die Werte für spätere Arbeiten nicht zu verfälschen, sollte besser auf eine Homogenisierung verzichtet und die Reihe verworfen werden. Folglich kann die Homogenitätsanalyse mehr als Methode zur Überprüfung der Reihen angesehen werden, als dazu, Reihen zu begradigen. Es ist z.B. nicht Aufgabe der Homogenitätsanalyse, eine verdeckte Korrektur von systematischen Niederschlagsfehlern durchzuführen!

2.1.4 Systematik optionaler Datenanalysen

2.1.4.1 Trendanalyse

Auf der Grundlage der Ausführungen von Rapp (2000) werden für jeden Monat, für die klimatologischen Jahreszeiten, das Kalenderjahr sowie für die Vegetationsperioden I und II Berechnungen der linearen Trends für die Stationen durchgeführt. Hierfür wird eine Regressionsgerade der Form:

$$y(t) = a + \beta \cdot t \quad (23)$$

an die Zeitreihe angepasst. Die Steigung β der Geraden wird berechnet durch:

$$\beta = \frac{\frac{1}{N} \cdot \sum_{n=1}^N (t_n - \bar{t}) \cdot (y_n - \bar{y})}{\frac{1}{N} \cdot \sum_{n=1}^N (t_n - \bar{t})^2} \quad (24)$$

mit $n = 1, \dots, N$ Stützstellen und deren Ordinatenwerte y_n zu den Zeitpunkten t_n sowie deren Mittelwerte \bar{y}, \bar{t} . Der Schnittpunkt mit der Ordinatenachse (Nulldurchgang) a berechnet sich aus:

$$a = \bar{y} - \beta \cdot \bar{t}. \quad (25)$$

Der absolute Trend T_{abs} ergibt sich aus der Differenz des ersten und letzten Ordinatenwertes der Regressionsgeraden und wird in der Einheit des Klimaelementes angegeben.

$$T_{abs} = y_N - y_1 = \beta \cdot (N - 1) \quad (26)$$

Der relative Trend T_{rel} stellt eine Normierung mit dem Mittelwert \bar{y} der Ordinatenwerte über das betrachtete Zeitintervall dar und wird in [%] angegeben.

$$T_{rel} = \frac{T_{abs}}{\bar{y}} \quad (27)$$

Ohne Informationen über die statistische Sicherheit des Trends T kann dieser nicht belastbar interpretiert werden. Statistische Sicherheit wird als Signifikanz interpretiert und bedeutet in diesem Zusammenhang, dass sich der Trend deutlich gegenüber der Zeitreihenvariabilität heraushebt.

Zur Prüfung der Signifikanz des linearen Trends wurde der Test nach Mann (1945) und Kendall (1970) angewendet. Die normierte Testgröße Q berechnet sich aus:

$$Q = \frac{\sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \text{sgn}(y_j - y_i)}{\sqrt{\frac{1}{18} \left[N(N-1) \cdot (2N+5) - \sum_I b_I(b_I-1) \cdot (2b_I+5) \right]}}, \quad (28)$$

wobei N die Länge der untersuchten Zeitreihe, y_i und y_j die zu vergleichenden Beobachtungswerte, sgn die Richtungsinformation (Vorzeichen) und b_I die Anzahl der identischen Reihenwerte des Beobachtungswertes y_I bedeuten. Die Summierung in Gleichung (28) erfolgt über alle möglichen Wertepaare (y_i, y_j) für die $i < j$ gilt. In dieser Form liefert der Mann-Kendall Test Zahlenwerte Q , die den in Tabelle 3 angegebenen Signifikanzniveaus SIG und Irrtumswahrscheinlichkeiten α der Standardnormalverteilung zugeordnet werden können. Mit der Wahl von SIG und α wird die Wahrscheinlichkeit p festgelegt, mit welcher der Testentscheid der jeweiligen Hypothesenprüfung getroffen wird. SIG (%-Angabe) und α (relative Angabe) sind komplementäre Werte. Die Wahrscheinlichkeit p und das Signifikanzniveau SIG sind gleichzusetzen. Zum Beispiel gilt bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,01 ein Signifikanzniveau von 99% und die Wahrscheinlichkeit, dass der ermittelte Trend signifikant ist, liegt ebenfalls bei 99% (Tabelle 3).

Tab. 3: Signifikanzniveau SIG, Irrtumswahrscheinlichkeit α der Trends

Q	SIG	α	Q	SIG	α	lt. Schönwiese (2000)
> 1	> 68,3%	< 0,317	> 1,282	> 80%	< 0,2	
> 1,5	> 86,6%	< 0,134	> 1,645	> 90%	< 0,1	signifikant
> 2	> 95,4%	< 0,046	> 1,960	> 95%	< 0,05	sehr signifikant
> 3	> 99,7%	< 0,003	> 2,576	> 99%	< 0,01	hochsignifikant
> 4	> 99,99%	< 0,00001	> 3,290	> 99,9%	< 0,001	

2.1.4.2 Diskussion zur Trendanalyse

Die Arbeit von Rapp (2000) zeigt eine Vielzahl bei Trenduntersuchungen zu beachtende Aspekte auf. Eine Auswahl soll hier aufgezeigt werden.

Einfluss der Homogenisierung auf das Trendverhalten

Inhomogenitäten von Zeitreihen sind nicht ohne Weiteres erkennbar. Vielmehr führen erst Homogenitätstests zum Aufspüren künstlicher abrupter oder gradueller Änderungen. Diese können entweder nach der Analyse entfernt oder korrigiert werden, das heißt, die Zeitreihe wird mit einer Referenzreihe homogenisiert.

Eine Homogenisierung der Daten einer Station für Zwecke der Trendanalyse an dieser Station ist in diesem Zusammenhang nicht sinnvoll, da hierbei lediglich die Information der homogenen Referenzreihe auf die zu homogenisierende übertragen und somit für die Berechnung eines Trendfeldes keine neue räumliche Information bereitgestellt wird.

Einfluss der Temperaturänderung auf Niederschlagstrends

Bei einem Temperaturanstieg von ca. 1°C beinhalten die beobachteten Niederschlagstrends einen virtuellen Zusatztrend von ca. 2% der Niederschlagshöhe. Dieser Fehler kommt durch die Änderung des Niederschlagsfehlers bei der Änderung der Verhältnisse von festem zu flüssigem Niederschlag zu stande. Der Fehler ist für die meisten Orte in Deutschland eine Größenordnung kleiner als die gemessenen Niederschlagstrends. Eine größere Bedeutung kommt diesem Phänomen in Gebieten mit größerem Anteil des Niederschlages in fester bzw. gemischter Form zu gute. Hanssen-Bauer & Forland (in GOODISON et al., 1998) schätzen den virtuellen Trend für die norwegische Station Ny-Alesund (Spitzbergen) für Temperaturänderungsszenarien von 2, 4 und 6°C ab. Dabei kommen sie auf virtuelle Zuschläge von 6, 10 und 13%, die den für mitteleuropäische Verhältnisse abgeschätzten Effekt spürbar übersteigen. Eine weitere Problematik betrifft die Jahresniederschläge. Sie tritt dann ein, wenn eine spürbare Niederschlagsumverteilung vom Sommer- in das Winterhalbjahr oder umgekehrt stattgefunden hat, ähnlich der in weiten Teilen Deutschlands in den letzten drei Dekaden beobachteten.

Diese jahreszeitliche Umverteilung führt bei konstanter „wahrer“ Jahresniederschlagshöhe und konstanter mittlerer Windgeschwindigkeit zu einer künstlichen Verringerung der gemessenen Jahrsniederschlagsmenge. Dafür sorgt der jahreszeitlich variierende systematische Fehler der Niederschlagsmessung, der nach Richter (1995) in Deutschland im Sommer grob gemittelt nur 10%, im Winter dagegen ca. 25% der wahren Niederschlagsmenge beträgt. Dieser Unterschied resultiert aus Art und Stärke des fallenden Niederschlages sowie der Windgeschwindigkeit, die einen mehr oder weniger ausgeprägten Jahresgang aufweist. Kurz gesagt, wird nach einer jahreszeitlichen Niederschlagsumverteilung vom Sommer in den Winter weniger Niederschlag vom Messgerät aufgefangen als zuvor.

Zeitliche Repräsentanz bzw. Mindestlänge von Zeitreihen

Die Berechnung und Gegenüberstellung zahlreicher Trendmatrizen für verschiedene Stationen lassen erkennen, dass aufgrund der starken Veränderlichkeit der Trends für Zeitreihenlängen von weniger als ca. 30 Jahren (monatliche Niederschlagshöhe) bzw. ca. 20 Jahren (Monatsmittel der Lufttemperatur) dieser Teil der Trendmatrix nicht interpretierbar ist. Da die Fluktuation der Trendwerte in diesem Bereich so stark ist, schlägt die Ableitung einer zeitlichen Repräsentanz meist fehl. Dies führt zu der wichtigen Schlussfolgerung, dass bei der Berechnung von Klimatrends Zeitlängen unter 30 bzw. 20 Jahren vermieden werden sollten. Die von der WMO für die Mittelung von Klimaelementen eingeführte Dauer der CliNo-Perioden (30 Jahre) ist aus dieser Perspektive auch für Trendabschätzungen als sinnvoller Grenzwert anzusehen. Anmerkung: Eine Übertragung der Trends auf Zeiträume vor und nach dem Untersuchungszeitraum ist prinzipiell nicht möglich!

Weitere Anmerkungen

Bei der Trendanalyse wird nur der lineare Trend berechnet. Da natürlich auftretende Fluktuationen nichtlinear sind, können diese durch die Trendfunktion nicht beschrieben werden. Wird eine Reihe homogenisiert, so werden der Testreihe die Charakteristika der Referenzreihe aufgeprägt. Dies hat gravierende Folgen. So ist zum Beispiel der einzelne Tageswert nicht mehr nutzbar. Es können nur statistische Parameter der Einzelwerte (z.B. Monatssummen, Kennwerte für Trockenzeiten) genutzt werden. Weiterhin sind diese Werte nicht mehr für Wasserhaushaltsuntersuchungen verwendbar.

2.1.5 Erzeugung von Flächendaten

Die an den Einzelstationen ermittelten Klimatrends werden durch Anwendung von Interpolationstechniken (z.B. Kriging) auf die Fläche übertragen. Als Ergebnis erhält man regionale Tendaussagen für das Gebiet von Sachsen-Anhalt. In den hier vorliegenden Untersuchungen wurden aus den punktgetreuen Klimainformationen über die Interpolationstechnik „Natural Neighbor“ (Owen, 1992) Flächendaten erzeugt. Dieses Verfahren zur Übertragung von Punkt- in Flächeninformation basiert auf dem Thiessen-Polygon-Netz. Um die einzelnen Stationen werden mit Hilfe der Delauney Triangulation Polygone erstellt (Abb. 8). Diese Polygone umgeben jeweils den näheren Bereich der Messstationen. Für die dadurch abgegrenzte Fläche gilt dann der an der Station gemessene

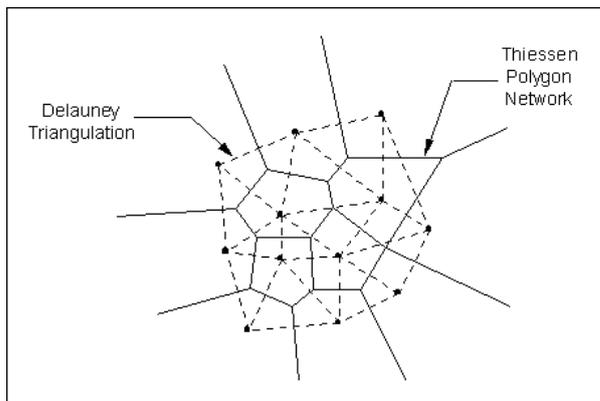


Abb. 8: Polygonnetz nach Thiessen

Wert. Die Flächendaten werden mittels Visualisierungstool in eine Kartendarstellung gebracht.

Für die Interpolation und die Visualisierung wurde mit der Software SURFER 8.0 gearbeitet. Das Ergebnis sind somit Gebiets- und Trendkarten. Bei dem Vergleich unterschiedlicher Zeiträume (z.B. Periode 1961-1990 mit Periode 1971-2000) musste darauf geachtet werden, mit derselben

Stationsliste zu arbeiten, da sonst eine Verschiebung der Polygone zwangsläufig stattgefunden hätte. Ein Vergleich der Perioden wäre damit schwierig. Weiterhin wurde neben den verwendeten Stationslisten des Untersuchungsgebiets ein umgebender Randstreifen einbezogen, um Fehler der Interpolationstechniken an den Rändern zu vermeiden

2.2 Datenquellen und Datenlage

Die in die Datenbank assimilierten Daten wurden ausschließlich durch den Deutschen Wetterdienst (DWD) zur Verfügung gestellt. Hierbei handelt es sich um Stationen aus dem Niederschlags- und Klimamessnetz des DWD. Die gelieferten Zeitreihen für den Niederschlag, die Lufttemperatur (Mittel, Maximum, Minimum), die relative Feuchte, die Windgeschwindigkeit und die gemessene Sonnenscheindauer liegen soweit möglich für den Zeitraum 1.1.1951 bis 31.12.2006 als Tageswerte vor. Programmgesteuert wurden aus den Klimatelementen des Standardmessprogramms die Globalstrahlung nach ANGSTRÖM und die potentielle Verdunstung nach PENMAN berechnet und in die Datenbank eingelesen. Insgesamt sind aus dem Klimamessnetz 99 und aus dem Niederschlagsmessnetz 569 Stationen für die Untersuchungen relevant.

Die Abbildungen 9 und 10 stellen die räumliche Verteilung von Messstationen des jeweiligen Messnetzes für Sachsen-Anhalt und einem Randstreifen dar.

Im Vergleich zum ersten Projekt REKLI Sachsen-Anhalt (2007) konnte durch das Hinzunehmen der Niederschlagsstationen eine erhebliche Verbesserung der Stationsdichte erreicht werden.

Erfahrungsgemäß ist die räumliche Dichte der verwendbaren Messstationen für die der Zielstellung entsprechenden statistischen Untersuchungen kleiner als der Umfang der Datenlieferung, da Datenlücken bzw. Datenpräsenz entsprechend der zu untersuchenden Zeitintervalle hier restriktiv wirken. Nach Prüfung der Datensätze haben sich für die einzelnen Klimaelemente modifizierte Stationsverteilungen ergeben. Auf der Grundlage der in den Abbildungen 11/ 12 elementweise dargestellten Stationsverteilungen wurden alle Untersuchungen (Trend etc.) durchgeführt.

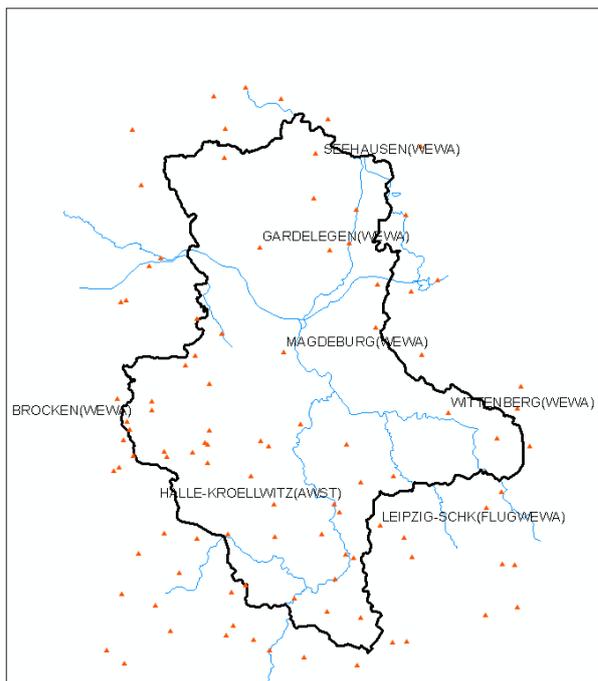


Abb. 9: Relevante Klimastationen des DWD

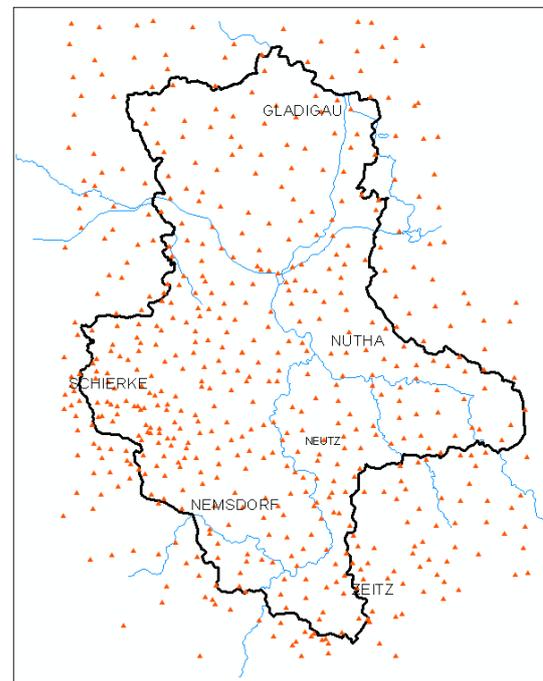


Abb. 10: Relevante Niederschlagsstationen des DWD

Mit Ausnahme des Niederschlags ist die regionale Repräsentativität der Klimadaten nur bedingt ausreichend. Wichtige Stützstellen im Klimamessnetz weisen trotz umfangreicher Digitalisierung des DWD – Archivs noch nennenswerte Datenlücken auf. Dementsprechend ist es nicht auszuschließen dass Fehlinterpretationen in Anbetracht der lokalen Besonderheiten (z.B. Topographie) möglich sind. Vor allem der Raum nordöstlich vom Harz (Magdeburger Börde, Colbitz-Letzlinger Heide und Altmark) ist mit den wenigen verwendbaren Zeitreihen, darunter Magdeburg, Gardelegen und Seehausen, eher unterrepräsentiert.

Zur Kompensierung dieser potentiellen Fehlerquelle wäre eine weitere Digitalisierung von Datenarchiven notwendig.

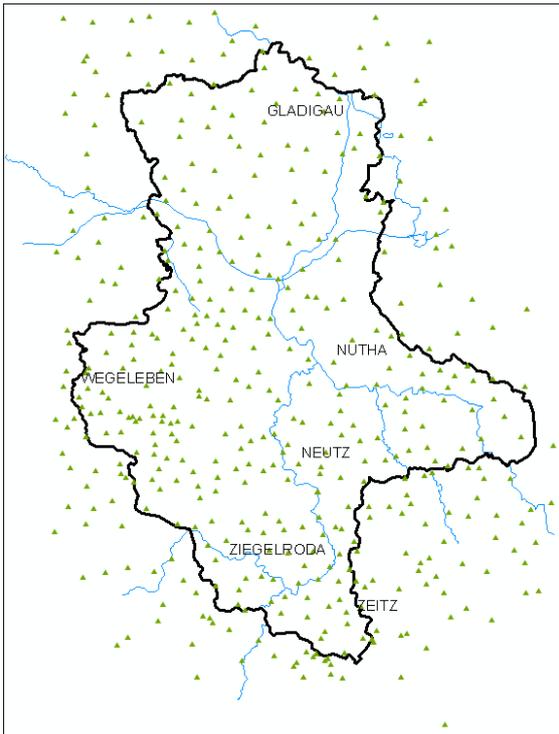


Abb. 11: Verwendete Stationen zur Darstellung des Niederschlags

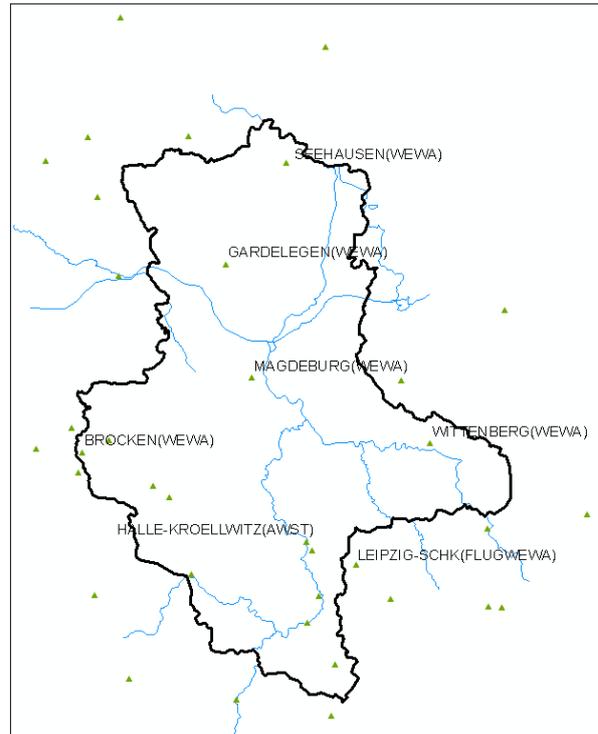


Abb. 12: Verwendete Stationen zur Darstellung der Lufttemperatur

Bemerkungen zur Niederschlagsmessung

Die Forschungen zum systematischen Niederschlags-Messfehler belaufen sich mindestens auf zwei Jahrhunderte. Eine sehr gute Zusammenfassung sowie neuere Untersuchungen sind bspw. in Sevruck (1981) zu finden. Einen wichtigen Beitrag zur Problematik des Windmessfehlers leistete Richter (1995). Die vorgelegte Klimaanalyse basiert auf korrigierten Niederschlagsdaten.

3. Ergebnisse

Auf der Grundlage der durchgeführten Untersuchungen können folgende Ergebnisse festgehalten werden.

Die langjährigen Jahresniederschläge in allen drei Klimanormalperioden variieren zwischen den Kammlagen des Harzes mit über 1800mm pro Jahr und der Gegend des Saaletals zwischen Halle und Magdeburg (ca. 500mm/ Jahr) außerordentlich stark (Abb. A.5, 10, 15).

Der hohe Vertikalgradient des Niederschlages deutet in Abhängigkeit von der Anströmrichtung auf eine Lee-Wirkung des Harzes hin. Dieser Unterschied hat sich in den letzten Jahren verstärkt. Auf Jahresbasis zeigt sich im Harz im Zeitraum 1951-2006 eine Niederschlagszunahme bis zu 22%. Im Gegensatz dazu konnte im Saaletal eine Niederschlagsabnahme um 5 bis 15% registriert werden (Abb. A.20). In den vergangenen 55 Jahren sind die stärksten Niederschlagstrends im Winter (Abb. A.19) im Harz und im Westen der Altmark mit 35% und im übrigen Untersuchungsgebiet mit 10-30% festzuhalten. Für das Frühjahr und den Herbst zeichnet sich ebenso in den meisten Gebieten von Sachsen-Anhalt eine Niederschlagszunahme mit geringerer Stärke ab (Abb. A.16, 18). Allerdings wurde in der Colbitz-Letzlinger Heide, der Magdeburger Börde und der südlichsten Spitze Sachsen-Anhalts eine Abnahme des Frühjahrsniederschlags von bis zu 15% registriert. Für den Sommer zeigen sich flächendeckend deutliche Niederschlagsabnahmen (Abb. A.17). Der stärkste negative Trend ist mit mehr als 30% in der Altmark und im südöstlichen Harzvorland zu finden.

Diese raumzeitliche Entwicklung des Niederschlages in den vergangenen 55 Jahren kann dahingehend interpretiert werden, dass Regionen mit geringen Jahresniederschlägen noch trockener werden, während in den Regionen des Harzes, die relativ hohe Jahresniederschläge aufweisen mit einer Niederschlagszunahme zu rechnen ist. Außerdem ist eine Umverteilung der Niederschläge vom Sommer zum Winter hin festzustellen.

Die Signifikanz der hier untersuchten Trends ist größtenteils recht gering (Abb. A.21-25). Trends mit einem Q-Wert kleiner 1,645 gelten mit einer Wahrscheinlichkeit von mehr als 10% als nicht signifikant. Das heißt in diesem Fall hebt sich der Trend nicht deutlich genug von der gesamten Zeitreihenvariabilität ab. Allerdings ergeben sich für viele Stationen gleichgerichtete Trends und die größten Trends besitzen auch die höchsten Signifikanzen, so dass die Aussage als gesichert angesehen werden kann.

Die Jahresmitteltemperatur folgt in allen drei Klimanormalperioden einer orografisch bedingten Höhenstufung mit einer Differenz von 7°C zwischen den Kammlagen des Harzes und der Leipziger Tieflandsbucht (Abb. B.5, 10, 15). Der Jahrestrend von 1951-2006 zeigt eine allgemeine Temperaturzunahme um 0,5 bis 1,5°C (Abb. B.20). Es ist eine leichte Abhängigkeit der Stärke des Trends von der Orographie zu verzeichnen. Generell nimmt in allen Jahreszeiten die Temperatur zu. Insbesondere im Winter sind flächendeckende Zunahmen von 1,1°C bis 1,8°C zu beobachten (Abb. B.19). Die geringste Änderung erfolgt im Herbst mit einem Temperaturanstieg kleiner 1°C (Abb. B.18).

Die Signifikanzen für den Trend der Temperatur sind vor allem für das Frühjahr (Abb. B.21), den Sommer (Abb. B.22) und auf Jahresbasis (Abb. B.25) deutlich besser als für den Niederschlag, so dass der Trend hier mit ausreichender Wahrscheinlichkeit als sicher anzunehmen ist.

Die von der TU Dresden angefertigten regionalen Klimadiagnosen für Sachsen (CLISAX), Thüringen (REKLI) und Sachsen-Anhalt (REKLI Sachsen-Anhalt) lassen anhand der Ergebnisse überregionale Aussagen zur rezenten Klimavariabilität zu.

- Mit Ausnahme des Sommers ist für alle drei Bundesländer eine generelle Niederschlagszunahme festzustellen, wobei dieser positive Trend in Sachsen vom Niederschlagsrückgang im Sommer kompensiert wird.
- Die Niederschlagsabnahme bis 30% im Sommer bezieht sich insbesondere auf die Tieflandsbereiche der Bundesländer (Leipziger Tiefland, Thüringer Becken, Magdeburger Börde).
- Im Herbst und Winter ist mit 30% die Niederschlagszunahme in den Mittelgebirgslagen des Thüringer Waldes und Harzes außerordentlich stark.
- Im Erzgebirge lässt sich mit bis 20% ein vergleichbarer Niederschlagstrend im Herbst festhalten, wobei sich dieser im Winter in starkem Maße (bis 30%) auch auf das Leipziger Tiefland ausweitet.
- In Sachsen, Thüringen und Sachsen-Anhalt nimmt die Temperatur in allen Jahreszeiten, insbesondere im Winter (Sachsen: bis 2,4°C, Thüringen: bis 2°C, Sachsen-Anhalt: bis 1,8°C) und Frühjahr (Sachsen: bis 2°C, Thüringen: bis 1,6°C, Sachsen-Anhalt: bis 1,9°C), außerordentlich stark zu. Eine Ausnahme bildet der Herbst mit den stärksten Temperaturabnahmen in den Mittelgebirgen (Erzgebirge: -0,2°C, Thüringer Wald: -0,4°C, Harz: -0,1).
- Die starken Temperaturtrends im Frühjahr und Winter beziehen sich für die drei Bundesländer auf die jeweiligen Tieflandsbereiche, wobei in Ostsachsen eine analoge Trendstärke festzuhalten ist.

Aus dem Vergleich lässt sich schlussfolgernd sagen, dass in Regionen mit geringen Jahresniederschlägen (Leipziger Tiefland, Thüringer Becken, Magdeburger Börde) mit zunehmender Trockenheit zu rechnen ist, während in den Mittelgebirgslagen (Erzgebirge, Thüringer Wald, Harz) bei relativ hohen Jahresniederschlägen eine Niederschlagszunahme zu erwarten ist. In Sachsen, Thüringen und Sachsen-Anhalt zeigen die Trends von Niederschlag und Temperatur die gleiche Richtung auf. Die Ergebnisse der regionalen Klimadiagnosen können als deutliche Indikatoren für einen bereits stattfindenden Klimawandel bewertet werden.

4. Zusammenfassung und Perspektiven

Im Rahmen des REKLI- Sachsen-Anhalt II- Projektes konnte ein wichtiger Beitrag zur Bestandesaufnahme regionaler Klimatrends in Sachsen-Anhalt geleistet werden. Als Grundlage hierfür entstand die „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“, welche einen umfassenden Datenfundus für die Region Sachsen-Anhalt verwaltet. Die Datenbank zeichnet sich vor allem durch ihre Komplexität und Nutzerfreundlichkeit aus. Des Weiteren besteht die Möglichkeit einer zeitlichen Fortführung.

Folgende Leistungen wurden durch den Auftragnehmer TU Dresden erbracht:

- Aufstellen einer „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“ mit dem Datenbanksystem MIRCOSOFT-ACCESS 2000 (REKLI Sachsen-Anhalt, 2007)
- Assimilation aller verfügbar gemachten Klimadaten in die „Klimadatenbank Sachsen-Anhalt“
- Prüfung der Zeitreihen auf Homogenität
- Trendanalysen der geprüften Zeitreihen
- Detaillierte Darstellung der angewandten Methoden zur Datenprüfung und Datenanalyse
- Ergebnisdarstellung in Form von Gebietskarten

Im Ergebnis der vorliegenden Studie wurde eine Beschreibung des Klima-"Ist"-Zustandes in Sachsen-Anhalt, der Klimavariabilität von 1951-2006 und der aktuellen Klimatrends gegeben.

Unter Nutzung der verdichteten und geprüften Datensätze kann eine Erhöhung der statistischen Sicherheit und Prognosegüte der regionalisierten Klimamodellergebnisse (Klimaprognose) für Sachsen-Anhalt in Aussicht gestellt werden.

Die Kombination der Ergebnisse aus regionaler Klimadiagnose und –prognose ermöglichen eine räumlich fassbare und zeitnahe Adaptation von Bewirtschaftungsrichtlinien (u.a. Wasserwirtschaft, Landwirtschaft, Forstwirtschaft, Tourismus). In diesem Zusammenhang sollten weiterführende Untersuchungen auf die Auswirkungen einer rezenten Klimavariabilität ausgerichtet sein. Konkret handelt es sich um Trends in der Starkregenstatistik und um Andauerhäufigkeiten von sommerlichen Trockenperioden, insbesondere während der Vegetationsperioden I und II.

Generell ist festzuhalten dass für die Vertiefung und Absicherung der bisher erzielten Arbeitsergebnisse insbesondere die Datenbasis hinsichtlich Menge und Qualität verbessert werden muss.

Um den lokalen Bedingungen (insbesondere der Topographie) bei der kartographischen Darstellung der Klimaelemente unter einer gegebenen Datengrundlage besser gerecht zu werden, sollten digitale Geländeinformationen einbezogen werden.

Literaturverzeichnis

Alexandersson, H (1986): A homogeneity test applied to precipitation data. J. Climatol. 6, S. 661-675

Bernhofer, C. u. V. Goldberg (2001): CLISAX – Statistische Untersuchungen regionaler Klimatrends in Sachsen. Tharandt, Abschlussbericht zum Forschungs- und Entwicklungsvorhaben des Sächsischen Landesamtes für Umwelt und Geologie, AZ 13-8802.3521/48

Bernhofer, C., Goldberg, V. u. J. Franke (2002): CLISAX II – Assimilation von standartisierten und abgeleiteten Klimadaten für die Region Sachsen und Ausbau der Sächsischen Klimadatenbank. Tharandt, Abschlussbericht zum Forschungs- und Entwicklungsvorhaben des Sächsischen Landesamtes für Umwelt und Geologie, AZ 13-8802.3521/50

Bernhofer, C., Goldberg, V. u. J. Franke (2003): REKLI - Aufbau einer Klimadatenbank und Regionale Klimadiagnose für Thüringen. Tharandt, Abschlussbericht zum Forschungsvorhaben der Thüringer Landesanstalt für Umwelt und Geologie

Bernhofer, C., Goldberg, V. u. J. Franke (2005): REKLI II – Optimierung der Klimadatenbank REKLI für Auswertungen im Bereich der Wasserwirtschaft. Tharandt, Abschlussbericht zum Forschungsvorhaben des (r) Ministeriums für Landwirtschaft, Naturschutz und Umwelt, Thüringer Landesanstalt für Umwelt und Geologie

Bernhofer, C., Goldberg, V. u. J. Franke (2005): REKLI III - Optimierung der Klimadatenbank REKLI für die Auswertung temperaturbezogener Klimagrößen und Erweiterung für wetterlagenabhängige Analysen von Klimaelementen. Tharandt, Abschlussbericht zum Forschungsvorhaben des (r) Ministeriums für Landwirtschaft, Naturschutz und Umwelt, Thüringer Landesanstalt für Umwelt und Geologie

Bernhofer, C., Goldberg, V., J. Franke u. M. Surke (2007): REKLI Sachsen-Anhalt – Aufbau einer Klimadatenbank für Sachsen-Anhalt. Tharandt, Abschlussbericht zum Forschungsvorhaben des Landesamtes für Umweltschutz Sachsen-Anhalt

Buishand, J. A. (1982): Some Methods for Testing the Homogeneity of Rainfall Records. J. Hydrol. 58, S. 11-27

Craddock, J. M. (1979): Methods for Comparing Annual Rainfall Records for Climatic Purposes. Weather 34, S. 322-346

Deutscher Wetterdienst (1992): Mess- u. Beobachtungsnetze in der Bundesrepublik Deutschland. Vorschriften und Betriebsunterlagen Nr. 8, Offenbach a. M.

Dixon, W. J. (1950): Analysis of extreme values. Ann. Math. Statist. 21, S. 488-506

Dyck, S. (1980): Angewandte Hydrologie – Teil 1: Berechnung und Regelung des Durchflusses der Flüsse. Berlin

Dyck, S. u. G. Peschke (1995): Grundlagen der Hydrologie. Berlin

Enke, W. (2003): Anpassung der „Sachsen“ Wetterlagenklassifikation für Thüringen und Anwendung auf das Szenario ECHAM4 OPYC3 Klimasimulationslaufes B2 zur Abschätzung regionaler Klimaänderungen für Thüringen. Stahnsdorf, Abschlussbericht zum Werksvertrag B. zwischen der Thüringer Landesanstalt für Umwelt und Geologie und der Firma Meteo-Research

Goodison, B. E., Louie, P. Y. T. u. D. Yang (1998): WMO Solid Precipitation Measurement Intercomparison. Final Report, WMO/ TD-No. 872, Instruments and Observing Methods Report No. 67

Hann, J. (1898): Über die Reduktion kürzerer Reihen von Niederschlagssummen auf die langjährige Reihe einer Niederschlagsstation. Meteorologische Zeitung 15, S. 121-133

Herzog, J. u. G. Müller-Westermeier (1998): Homogenitätsprüfung und Homogenisierung klimatologischer Messreihen im Deutschen Wetterdienst. Berichte des Deutschen Wetterdienstes 202

Kendall, M. G. (1970): Rank correlations methods. Griffin, London, 4th ed.

Mann, H. B. (1945): Nonparametric test against trends. Econometrica 13, S. 245-259

OWEN, S. J. (1992): An Implementation of Natural Neighbor Interpolation in Three Dimensions. Master's Thesis, Brigham Young University, pp.118

Rapp, J. u. C. D. Schönwiese (1995): Klimatrend – Atlas Deutschland 1891-1990. Frankfurter Geowiss. Arb., Band 5, Univ. Frankfurt/M

Rapp, J. (1997): Regionale und jahreszeitliche Trendanalyse des Niederschlags und der Lufttemperatur in Deutschland. Petermanns Geographische Mitteilungen 141, S. 99-107

Rapp, J. (2000): Konzeption, Problematik und Ergebnisse klimatologischer Trendanalysen für Europa und Deutschland. Berichte des Deutschen Wetterdienstes 212

Richter, D. (1995): Ergebnisse methodischer Untersuchungen zur Korrektur des systematischen Messfehlers des Hellmann-Niederschlagsmessers. Berichte des Deutschen Wetterdienstes 212

Sachs, L. (1968): Statistische Auswertungsmethoden. Springer

Schönwiese, C. D. (1996): Problematik der Klimaänderungen: Ursachen und Beobachtungen. Klimaänderung und Wasserwirtschaft, Internationales Symposium am 27./28. November 1995 im Europäischen Patentamt München; Tagungsband. Wasserwirtschaft und Ressourcenschutz Heft 56a

Schönwiese, C. D. u. J. Malcher (1985): NichtStationarität oder Inhomogenität? Ein Beitrag zur statistischen Analyse klimatologischer Zeitreihen. Wetter und Leben 37, S. 181-193

Schrödter, H. (1985): Verdunstung – Anwendungsorientierte Messverfahren und Bestimmungsmethoden. Springer

Sevruk, B. (1981): Methodische Untersuchungen des systematischen Messfehlers der Hellmann-Regenmesser im Sommerhalbjahr in der Schweiz. Diss. ETH Zürich

Sneyers, R. u. G. L. Dupriez (1978): Les Normales Du Reesau Pluviometrique Belge. Royal Meteor. de Belgique, Pub. Ser. A 101

A

Karten – Niederschlag

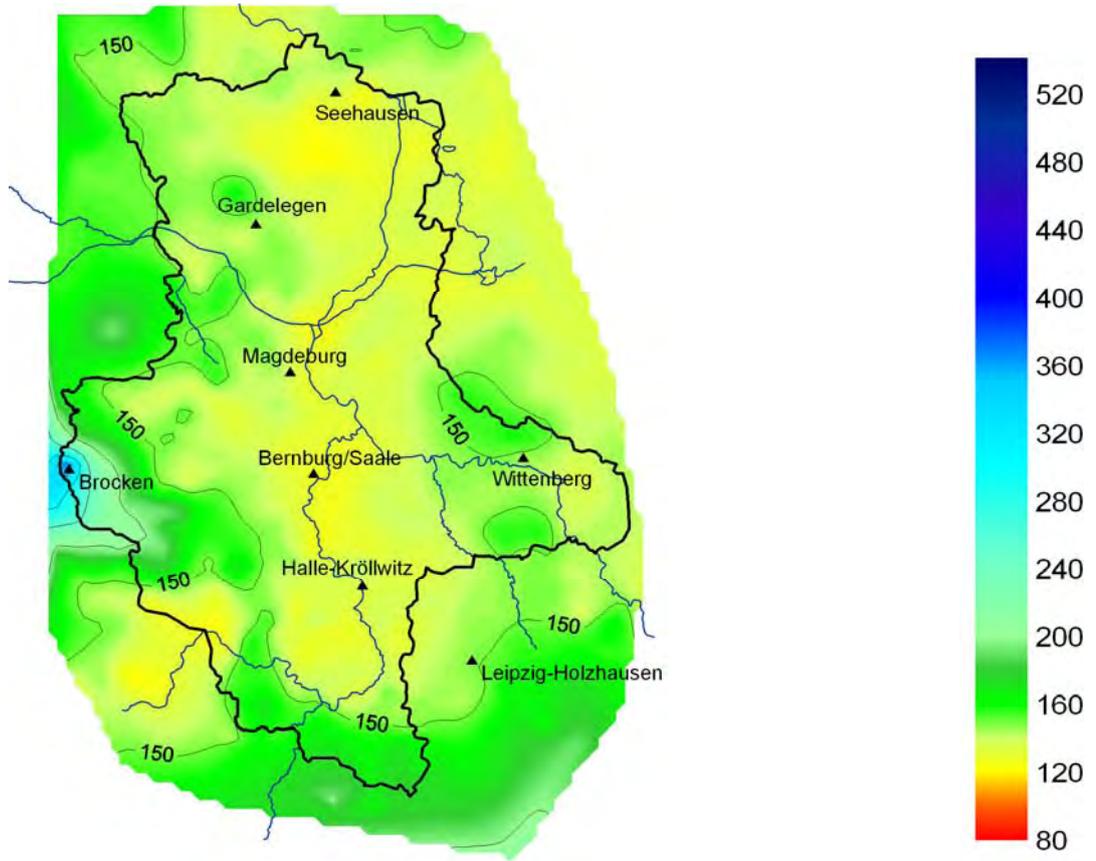


Abb. A.1: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-1980

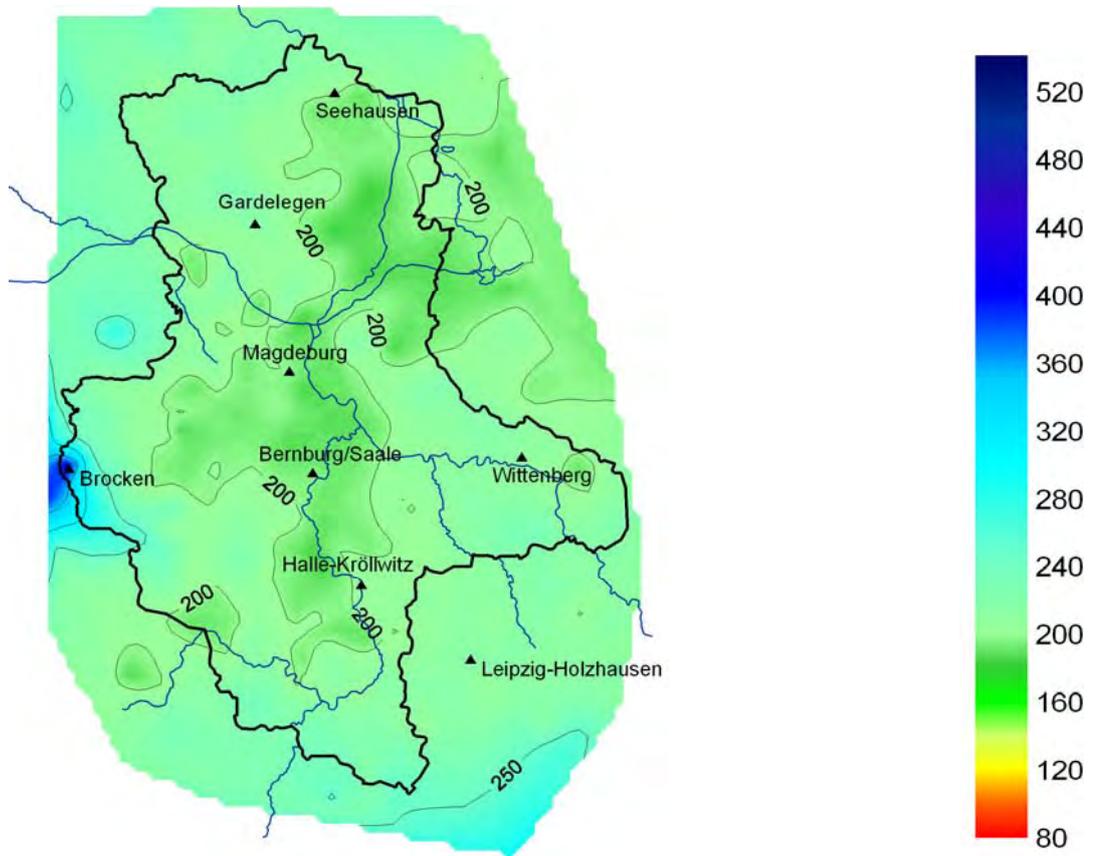


Abb. A.2: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-1980

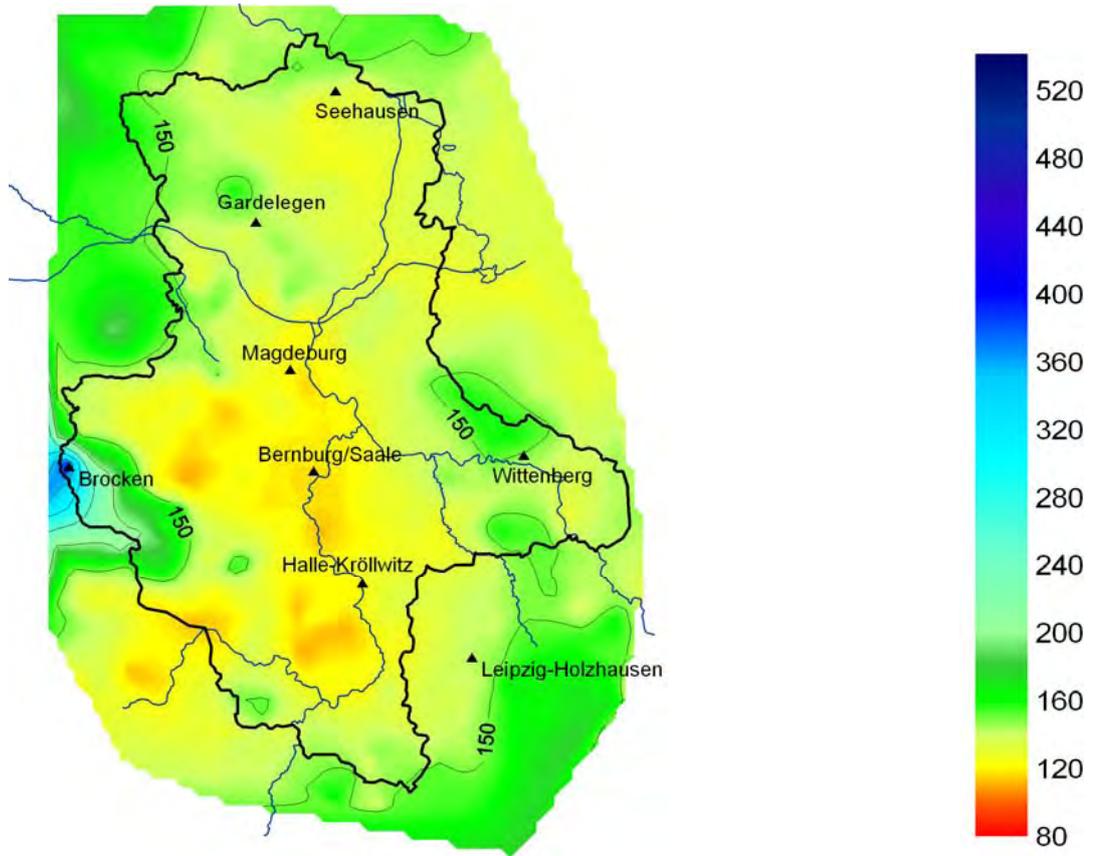


Abb. A.3: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-1980

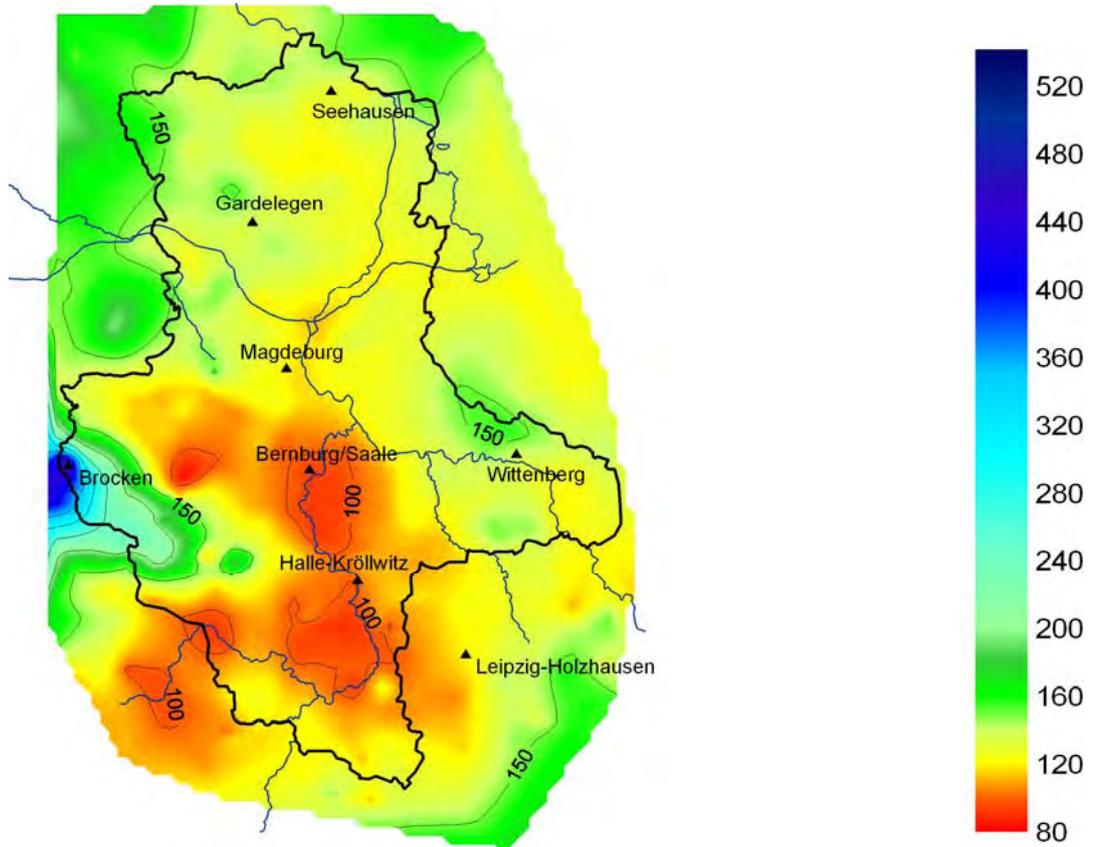


Abb. A.4: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-1980

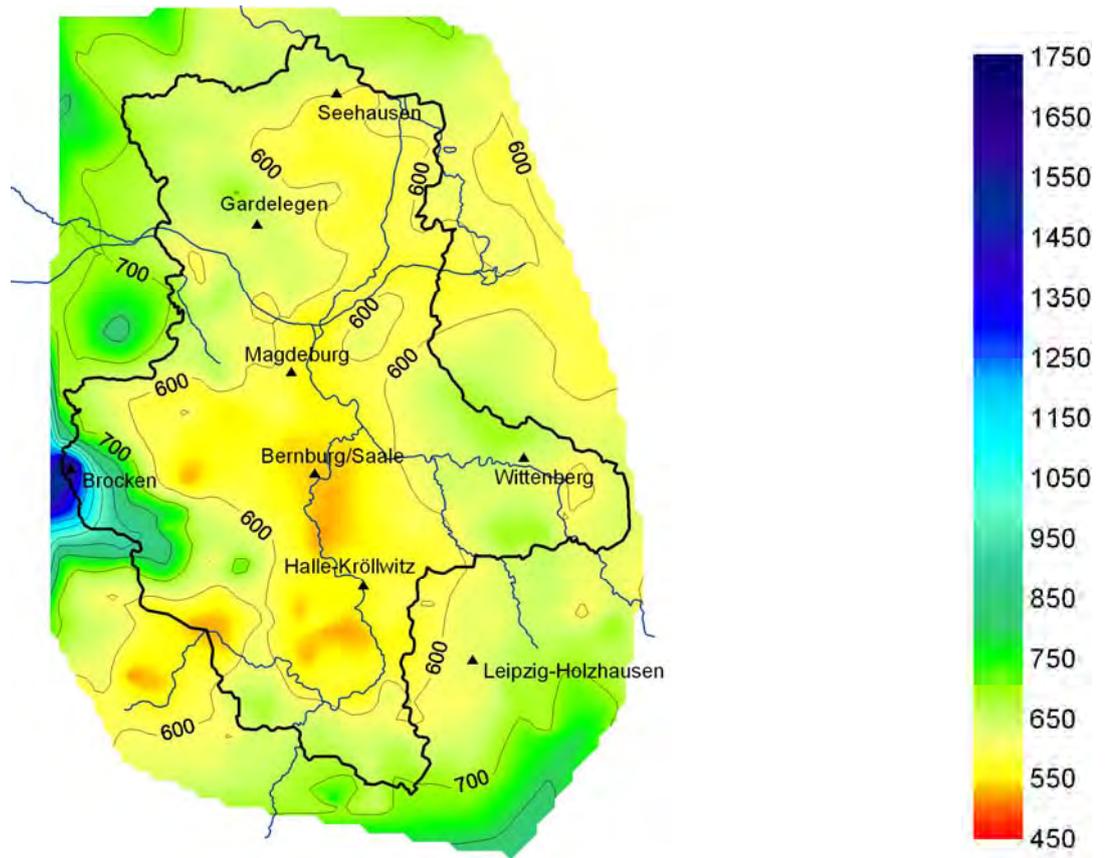


Abb. A.5: Jahresniederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt; 1951-1980

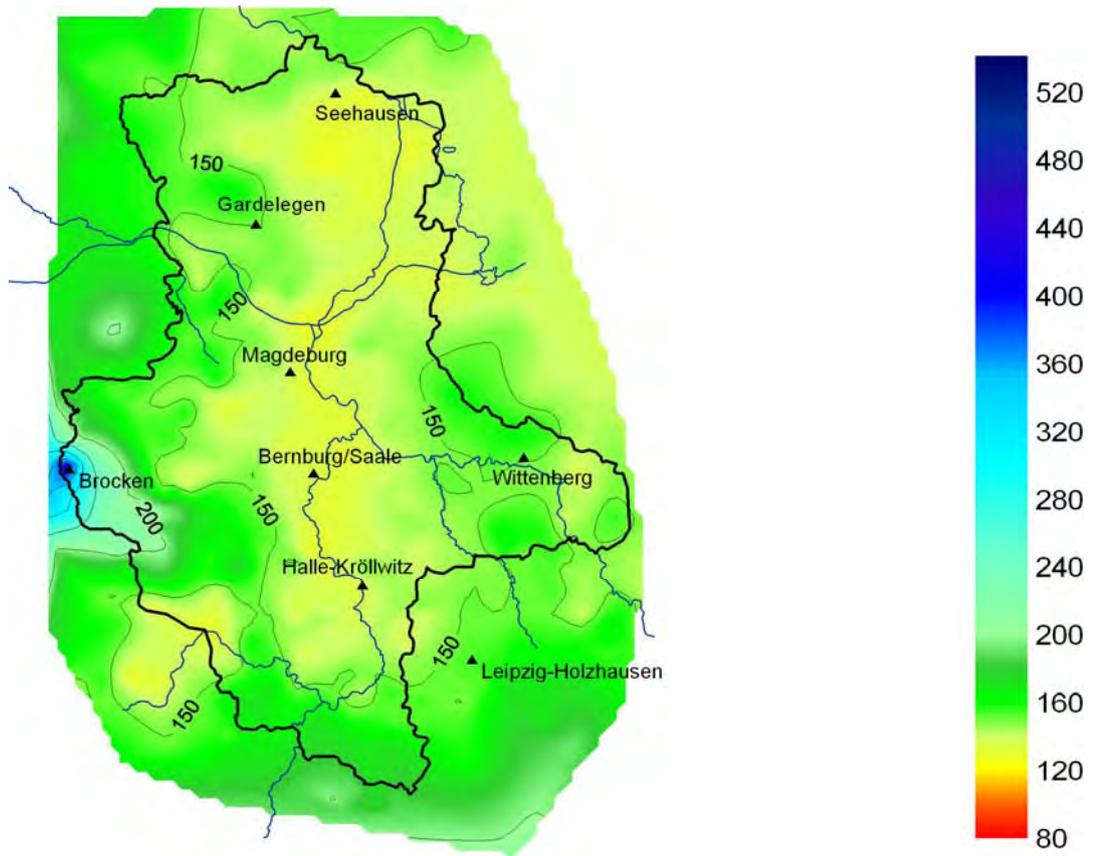


Abb. A.6: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1961-1990

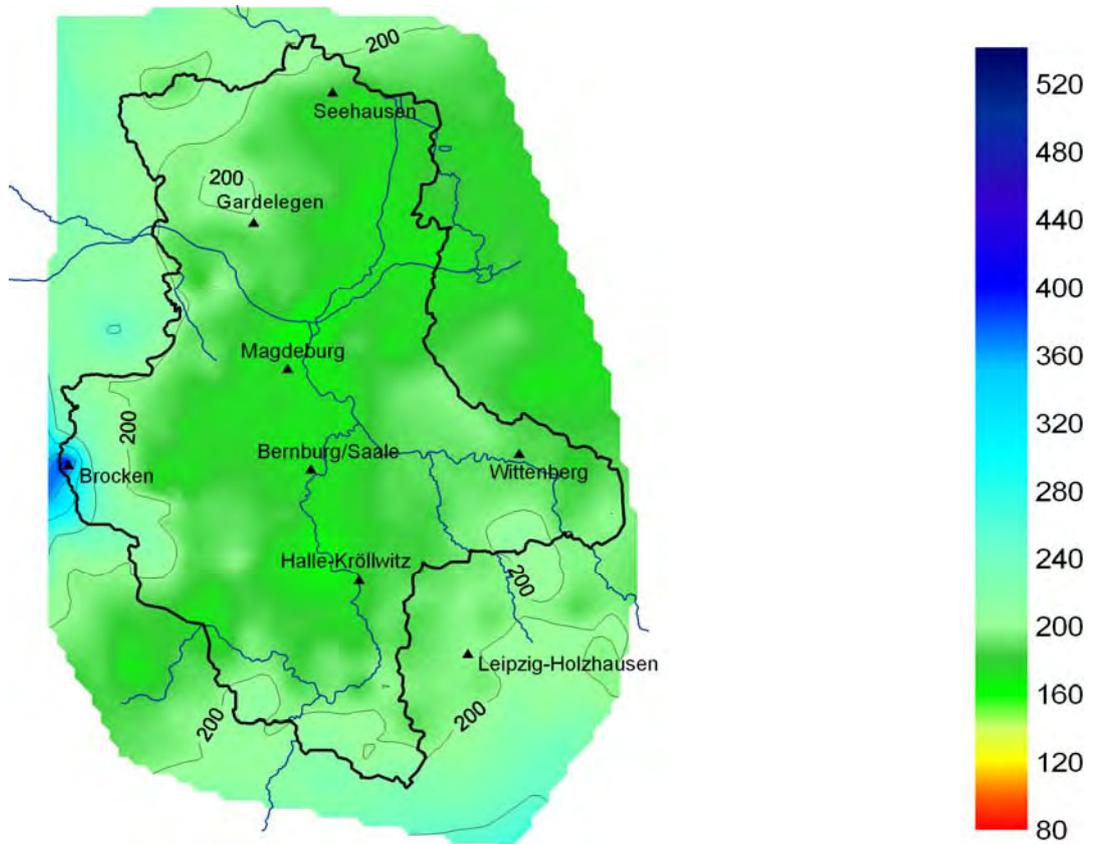


Abb. A.7: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1961-1990

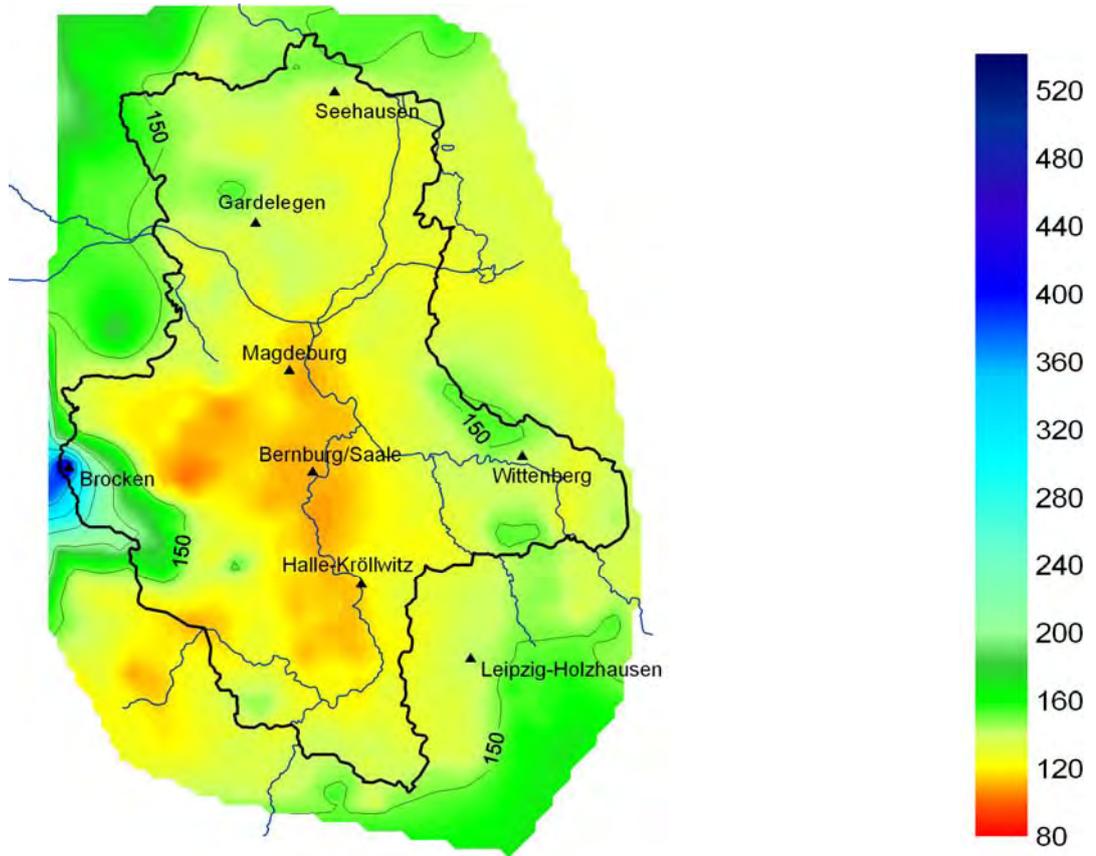


Abb. A.8: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1961-1990

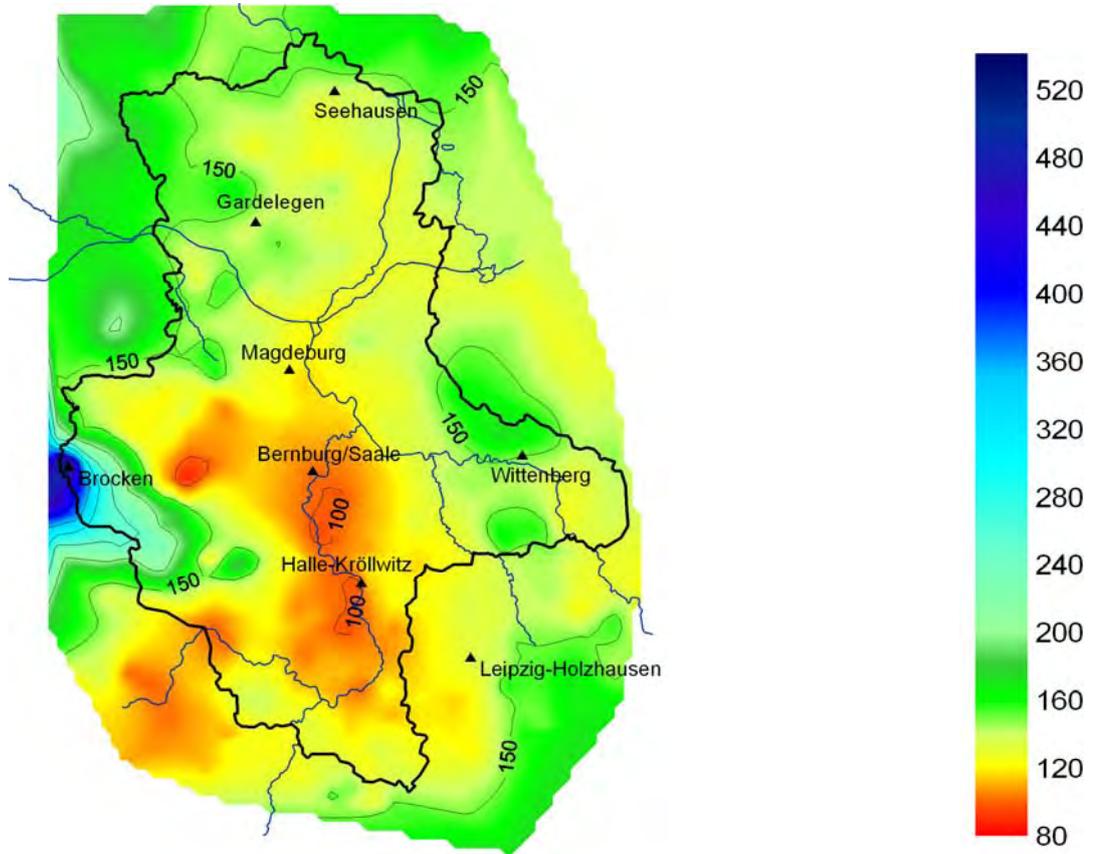


Abb. A.9: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1961-1990

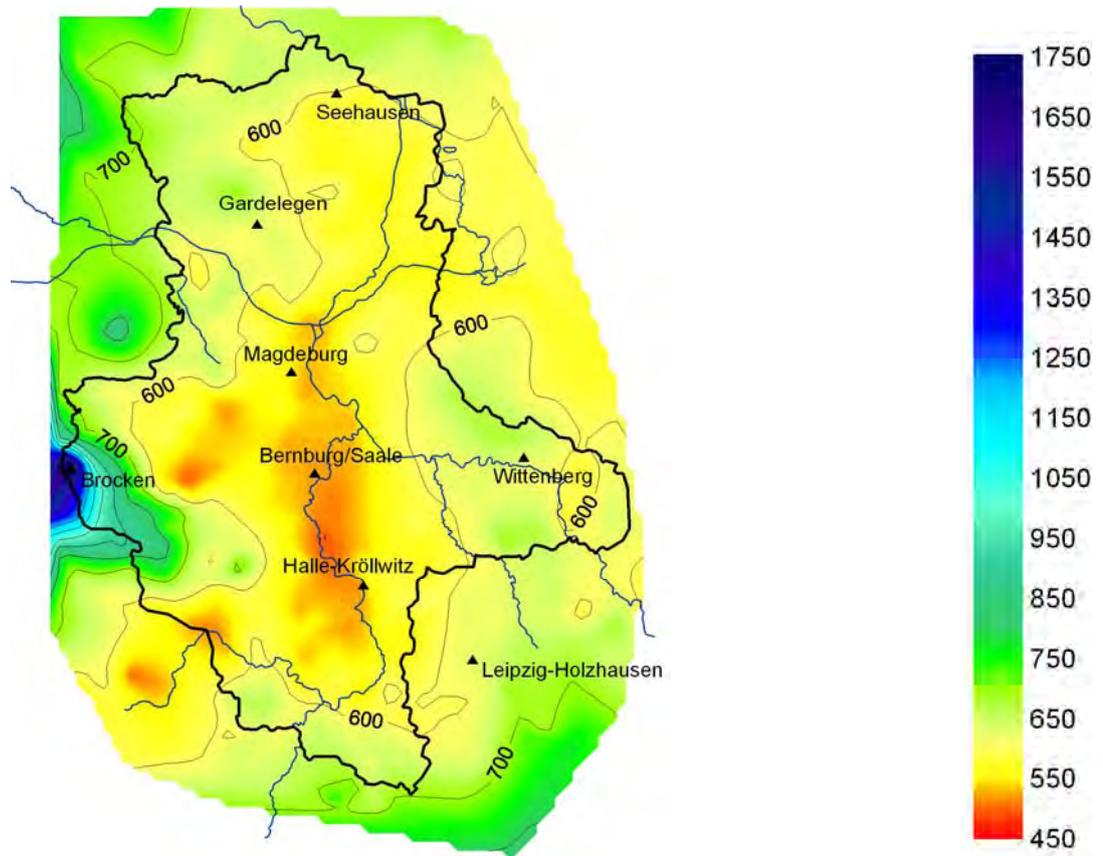


Abb. A.10: Jahresniederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt; 1961-1990

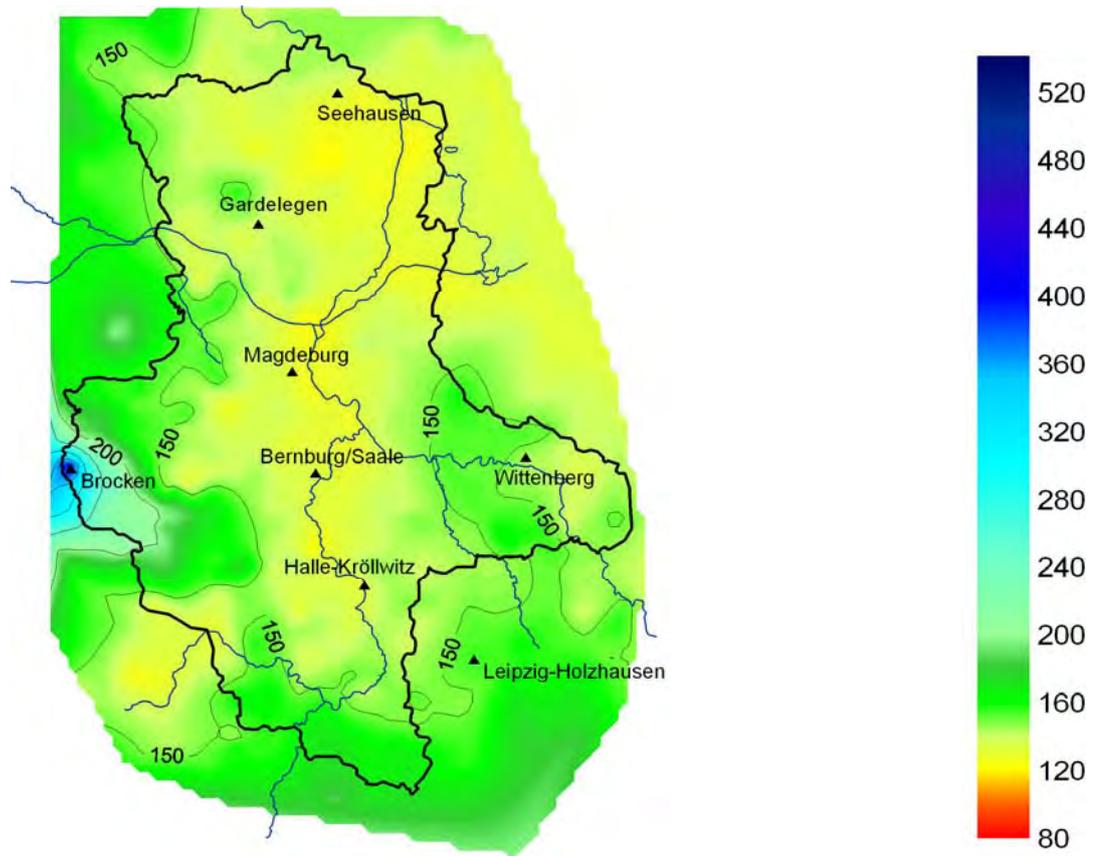


Abb. A.11: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1971-2000

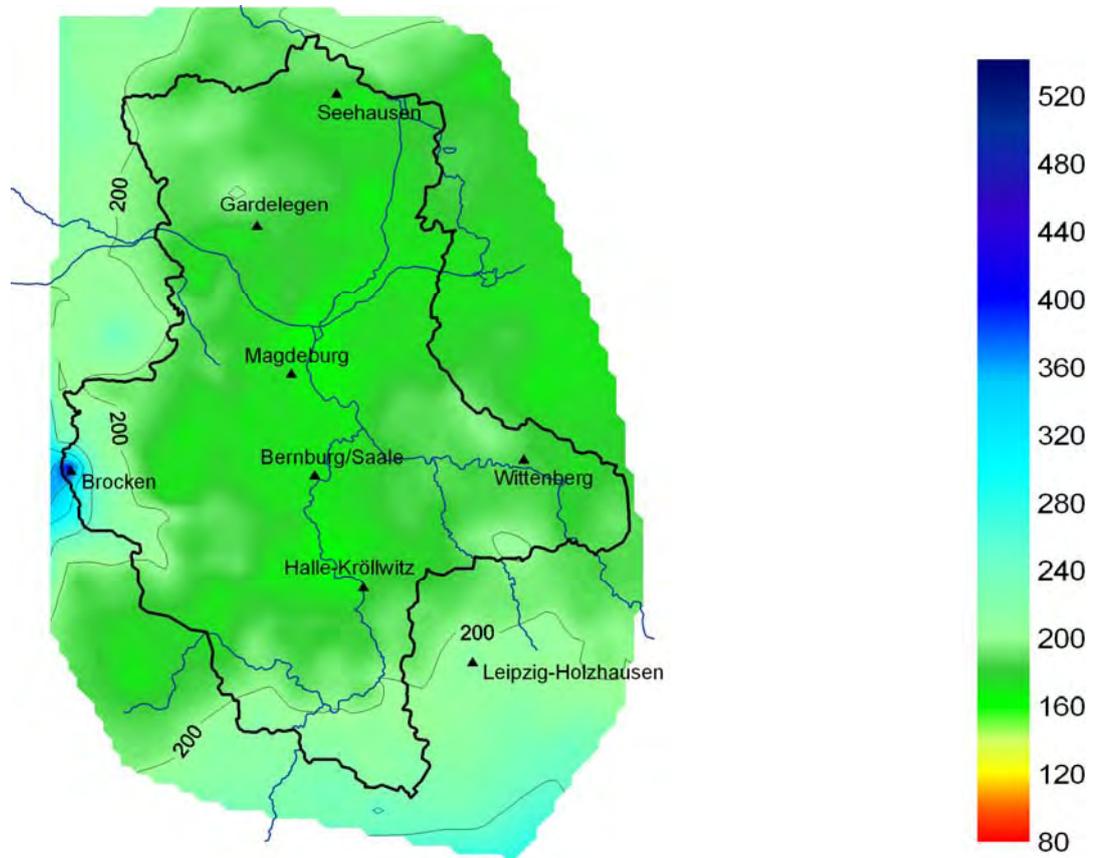


Abb. A.12: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1971-2000

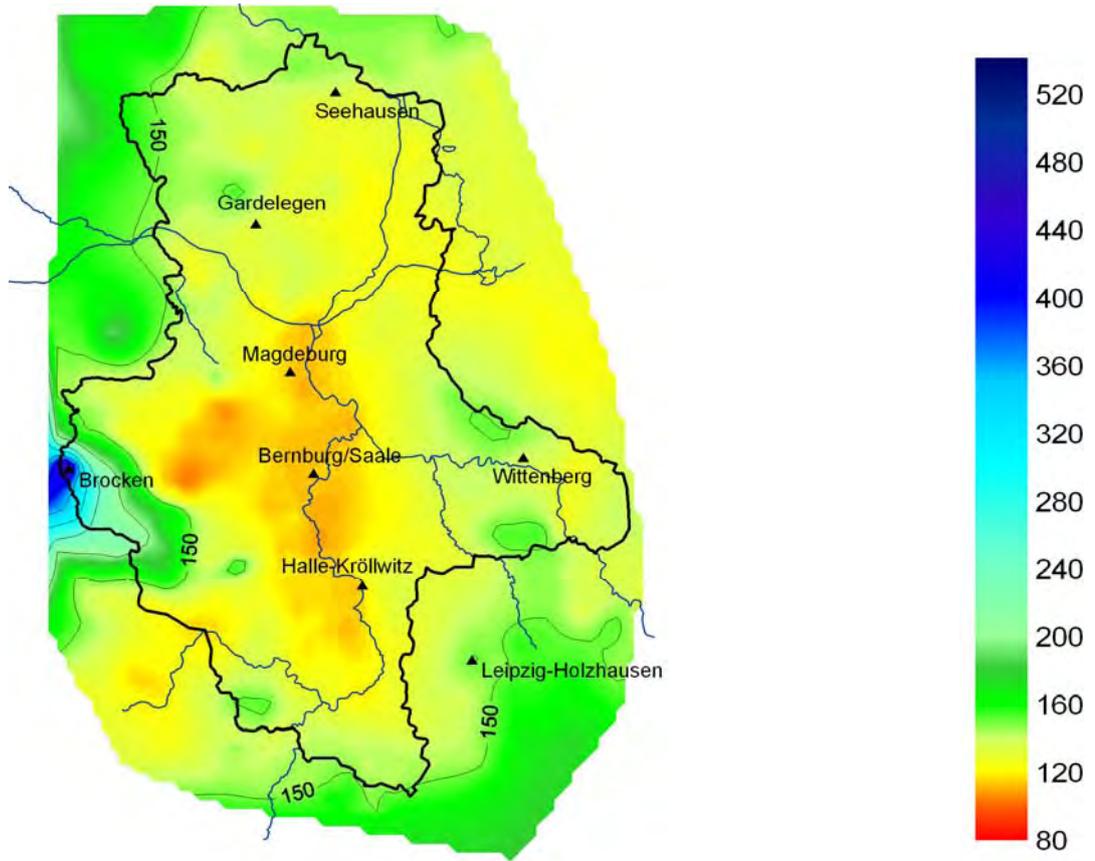


Abb. A.13: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1971-2000

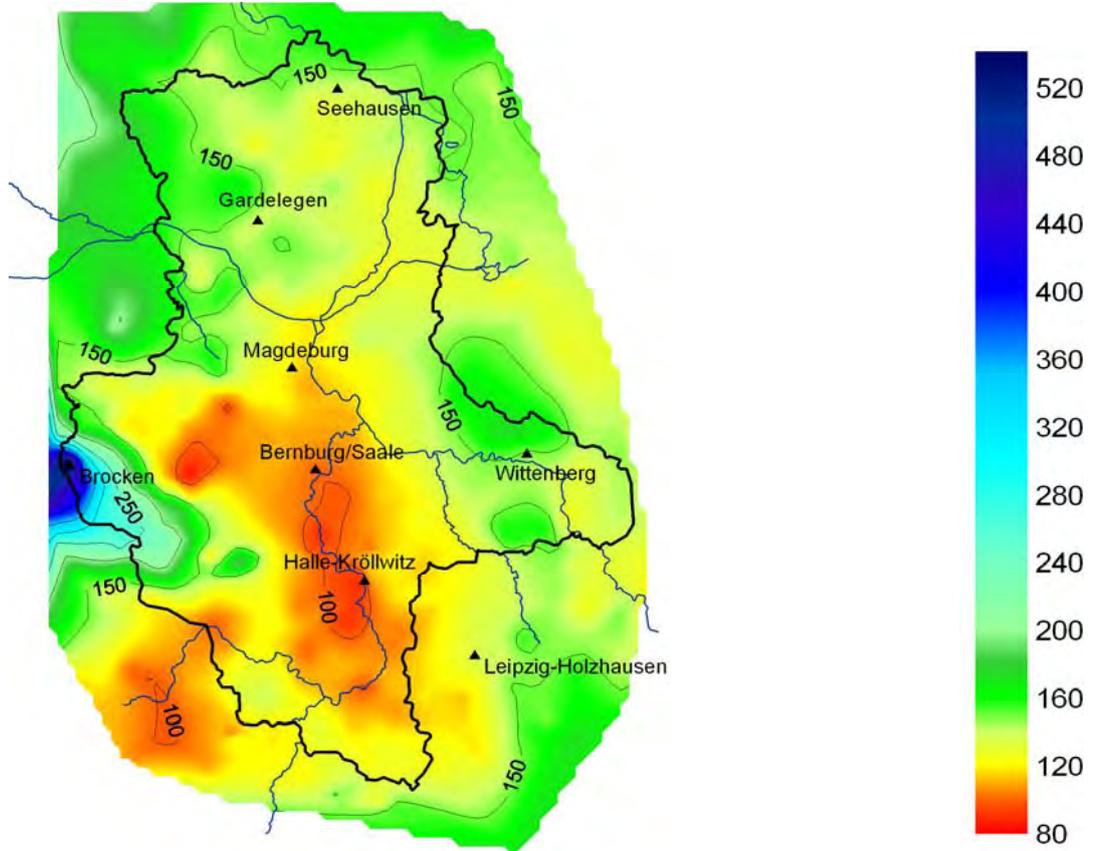


Abb. A.14: Niederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1971-2000

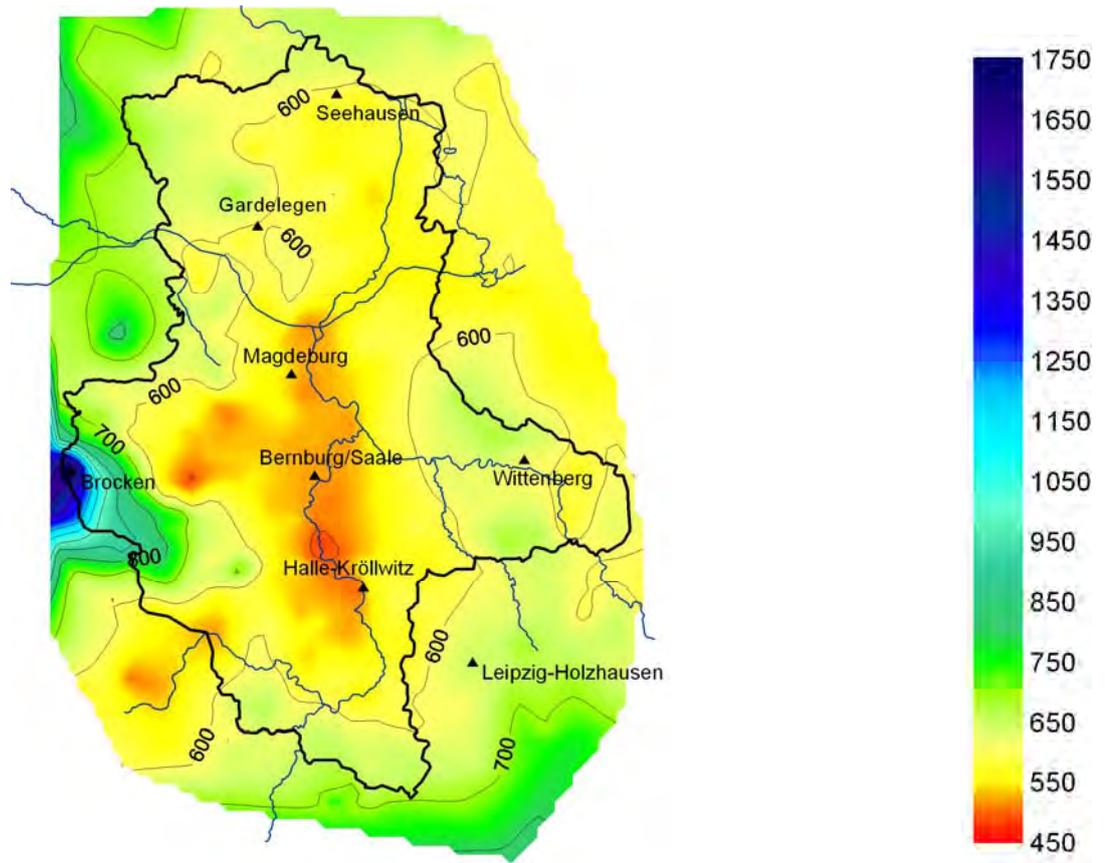


Abb. A.15: Jahresniederschlag [mm] in Sachsen-Anhalt; 1971-2000

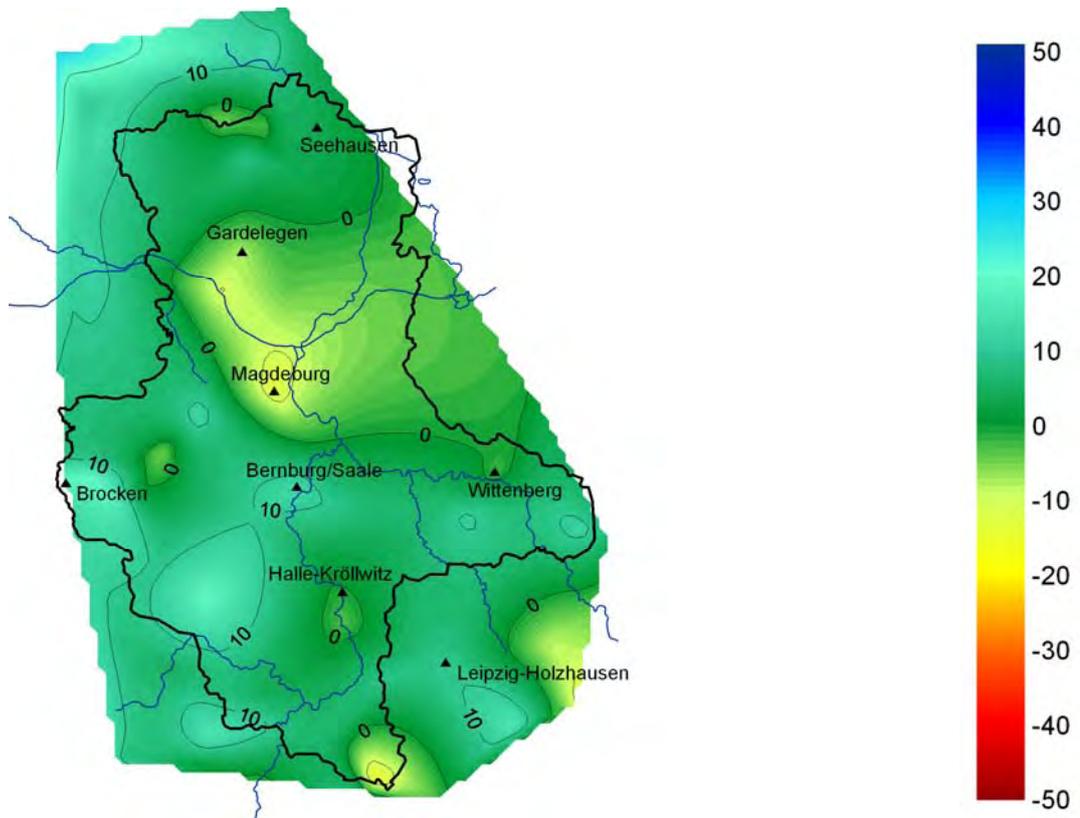


Abb. A.16: Relativer Trend [%] des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006

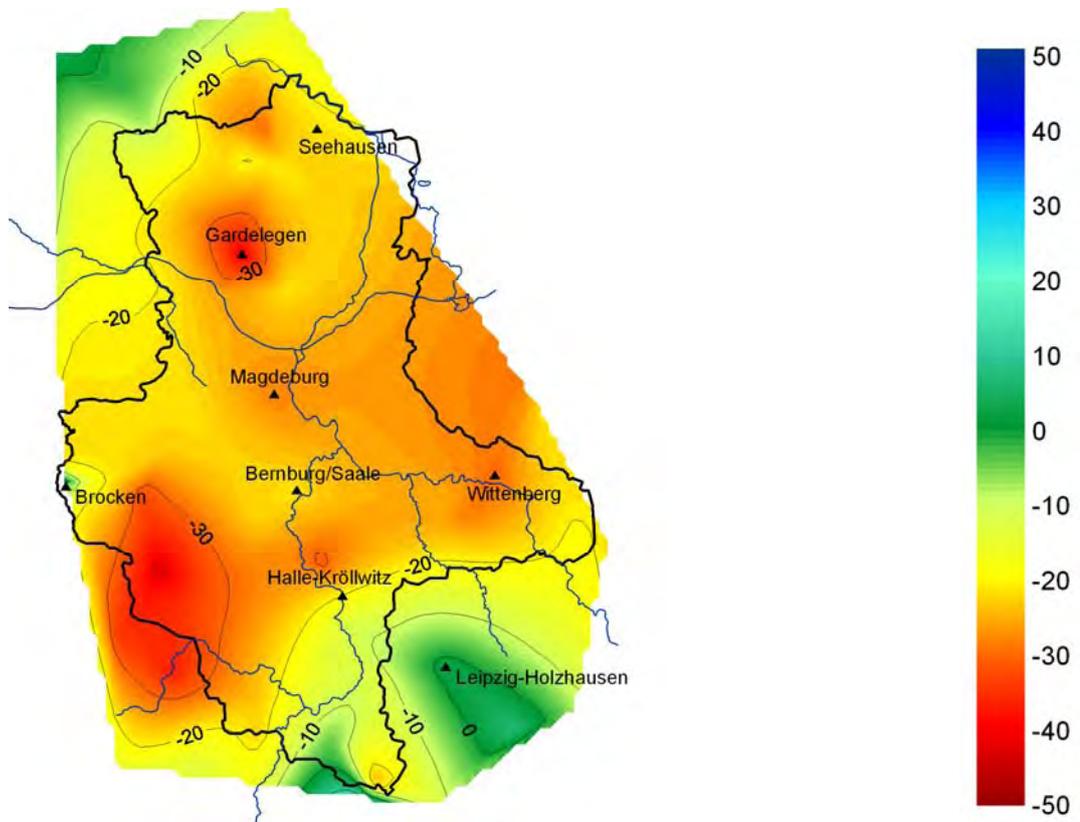


Abb. A.17: Relativer Trend [%] des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006

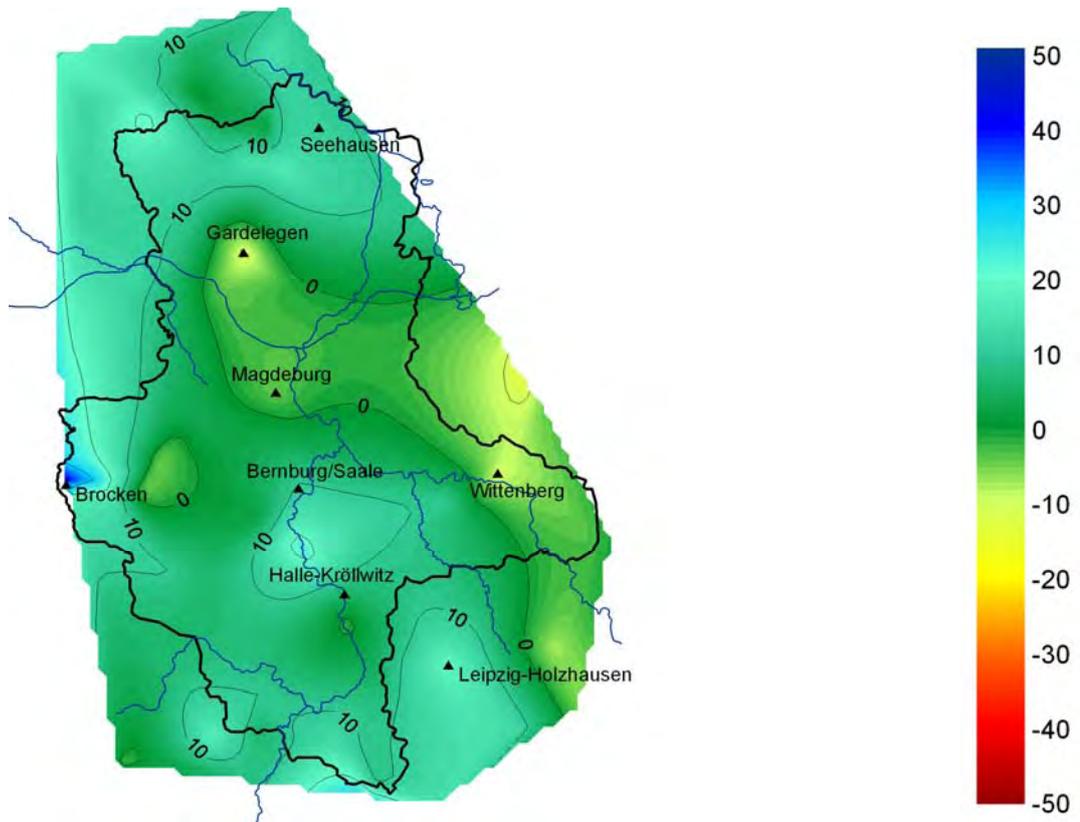


Abb. A.18: Relativer Trend [%] des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006

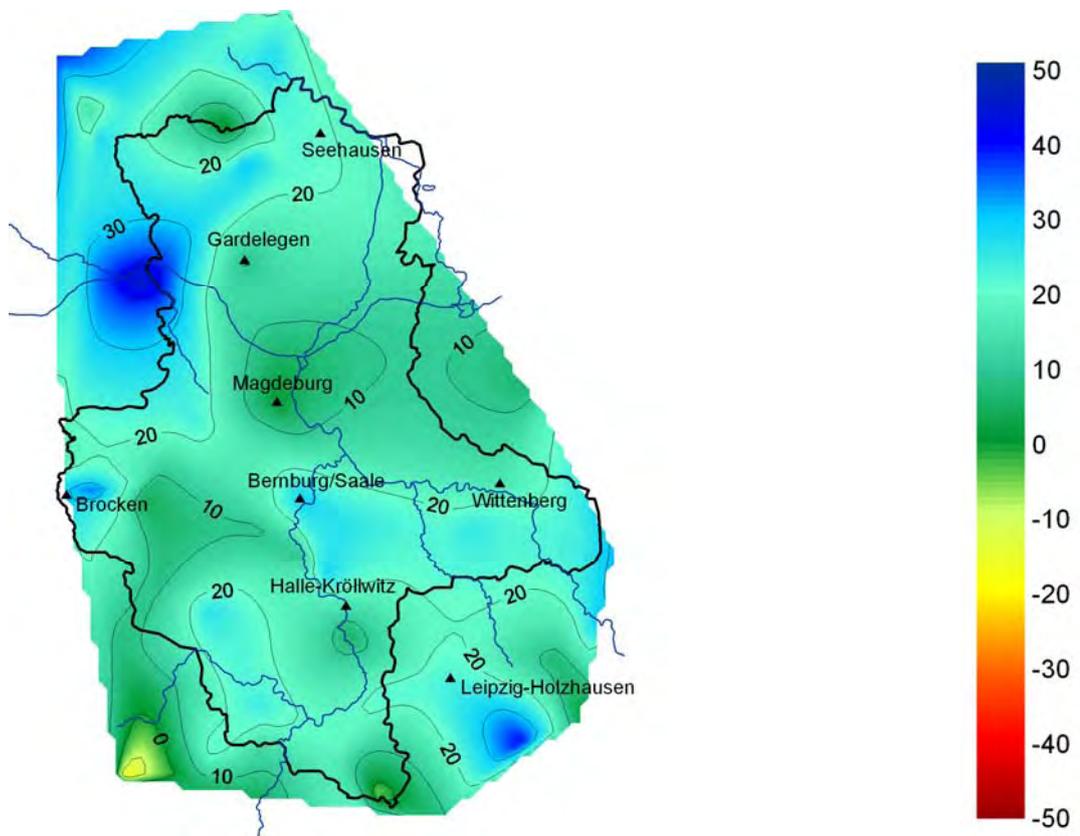


Abb. A.19: Relativer Trend [%] des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006

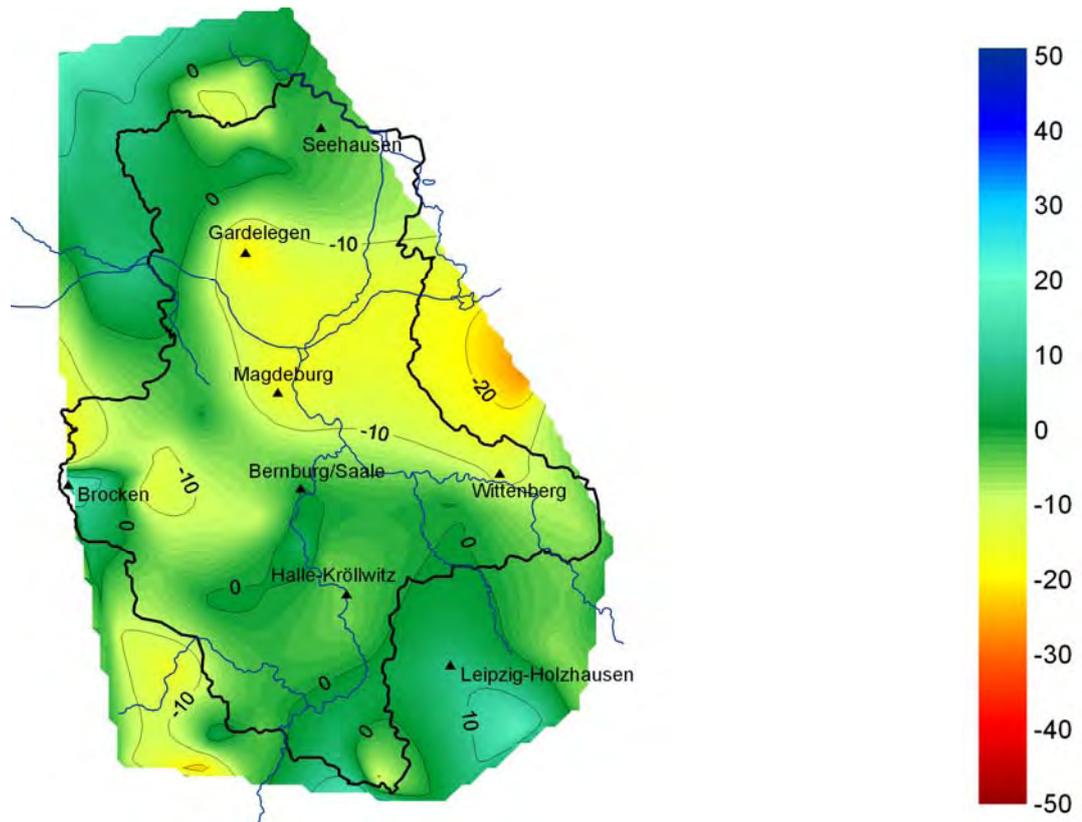


Abb. A.20: Relativer Trend [%] des Jahresniederschlags in Sachsen-Anhalt; 1951-2006

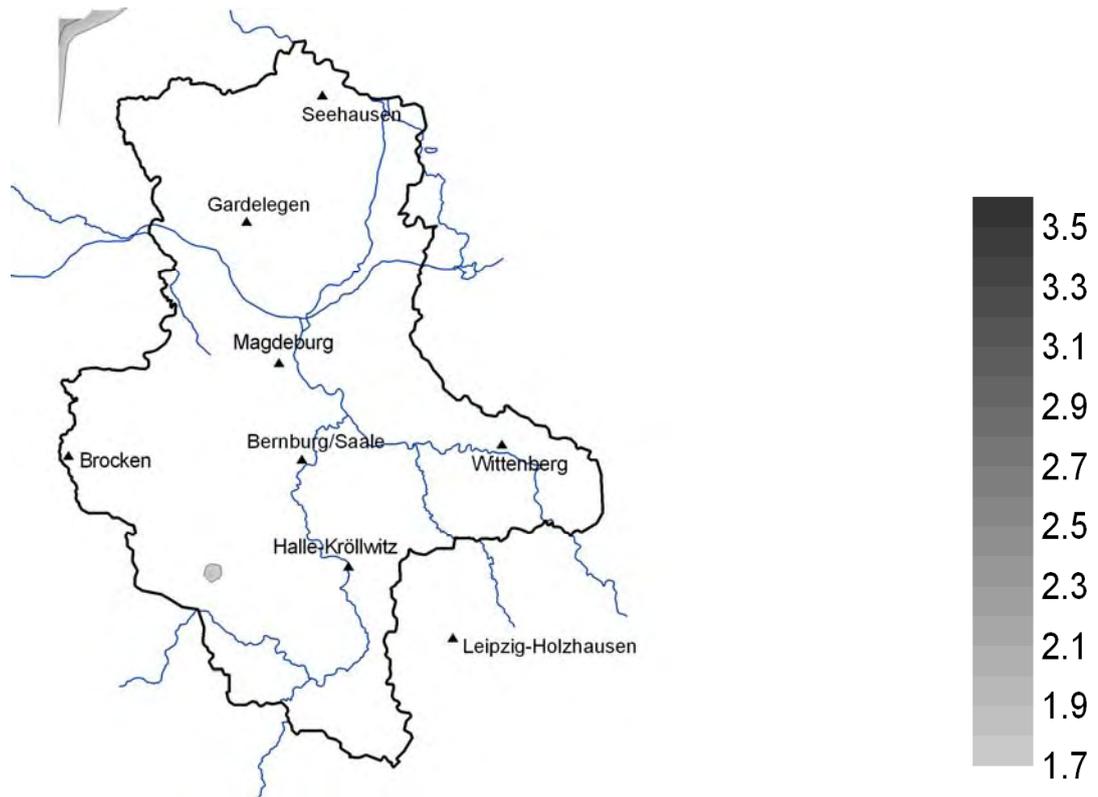


Abb. A.21: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006

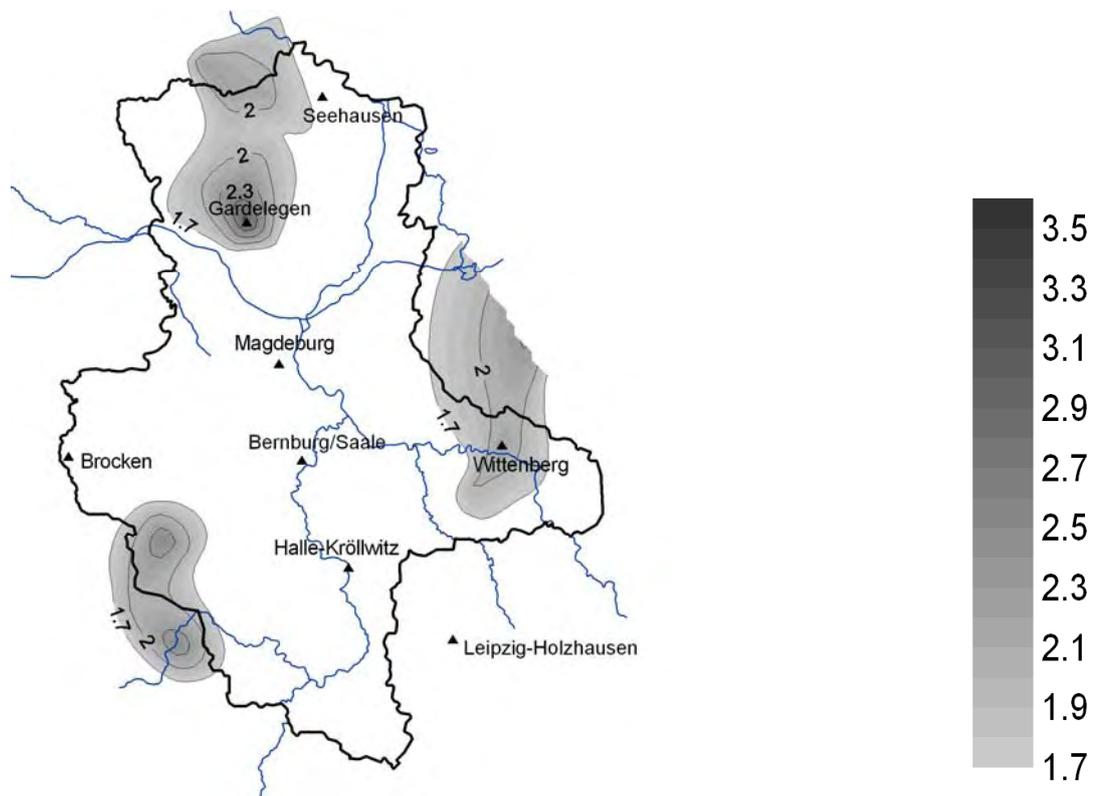


Abb. A.22: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006

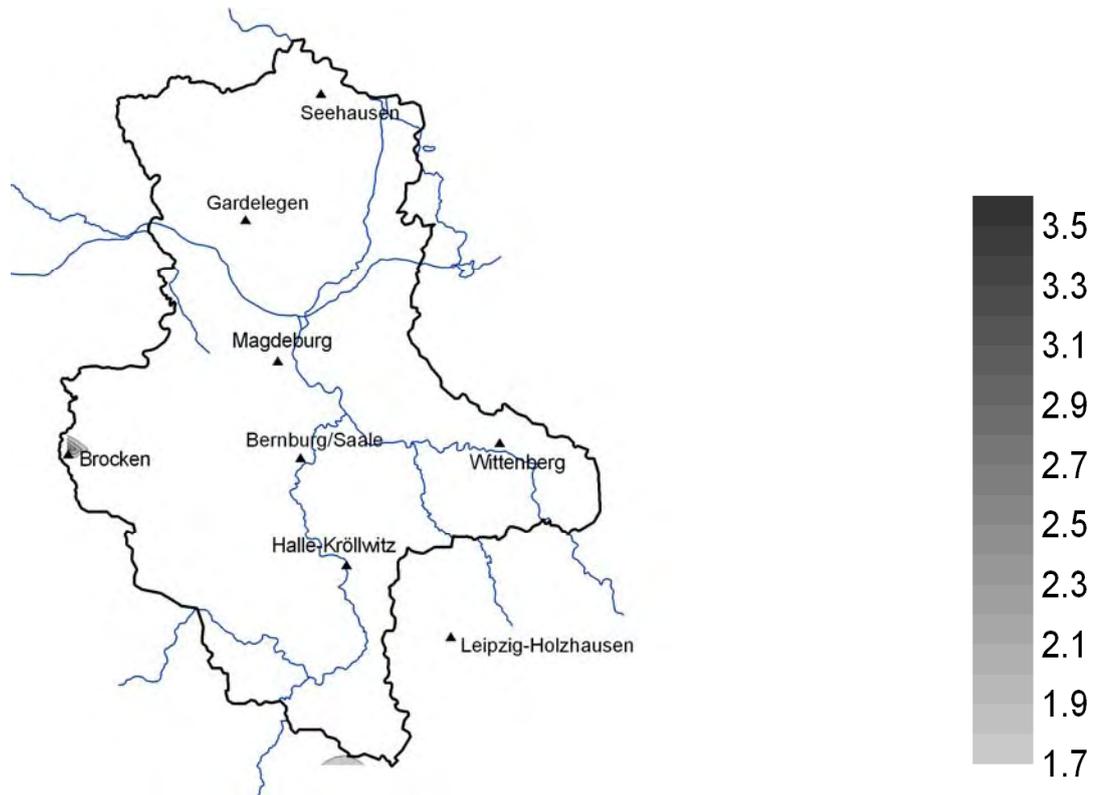


Abb. A.23: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006

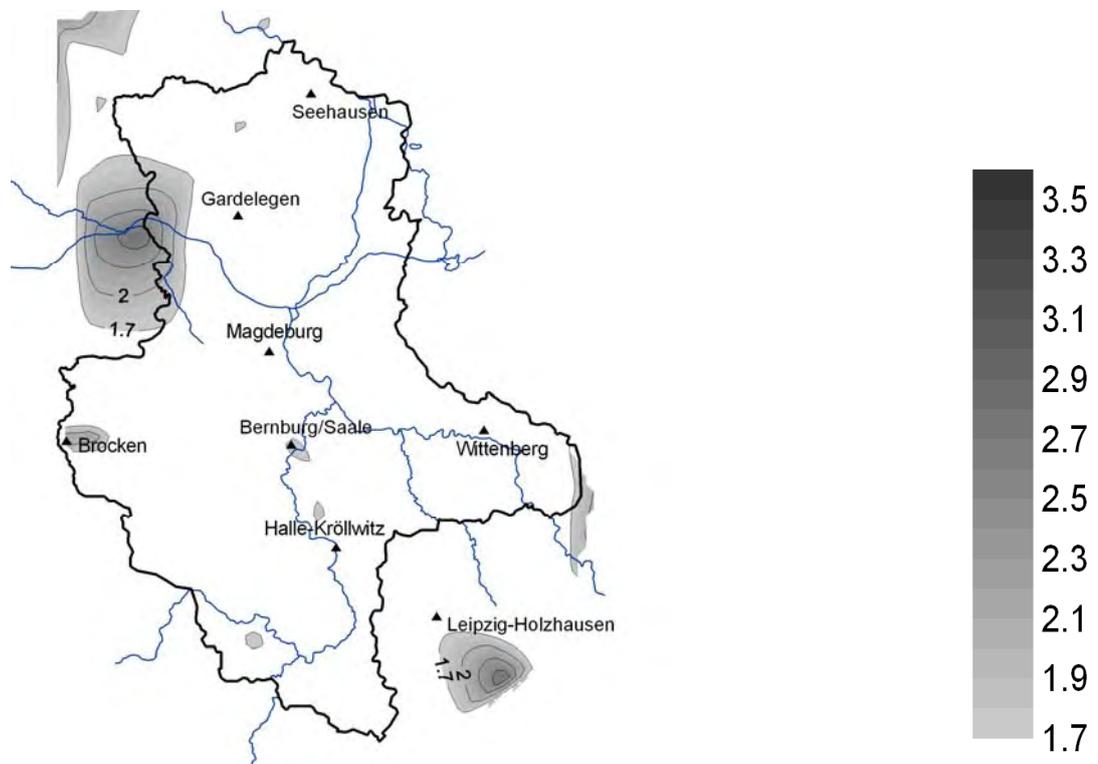


Abb. A.24: Signifikanz (Testgröße Q) des Niederschlags in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006

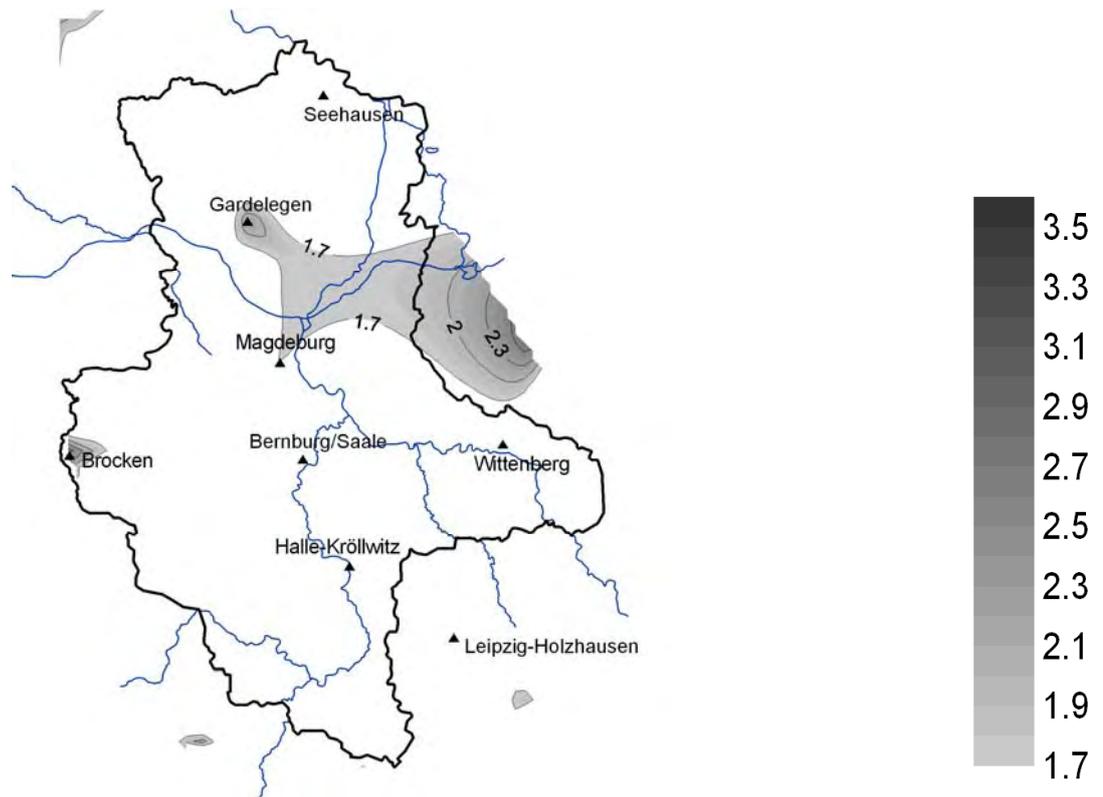


Abb. A.25: Signifikanz (Testgröße Q) des Jahresniederschlags in Sachsen-Anhalt; 1951-2006

B

Karten – Temperatur

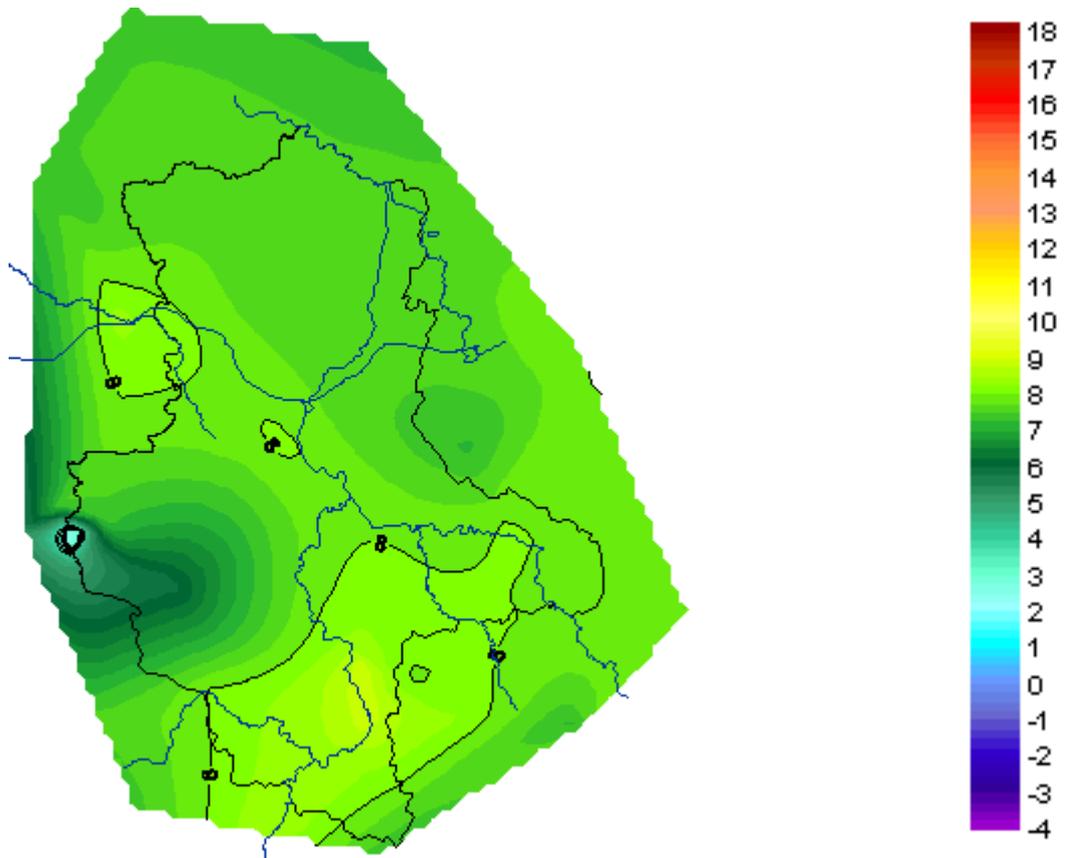


Abb. B.1: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-1980

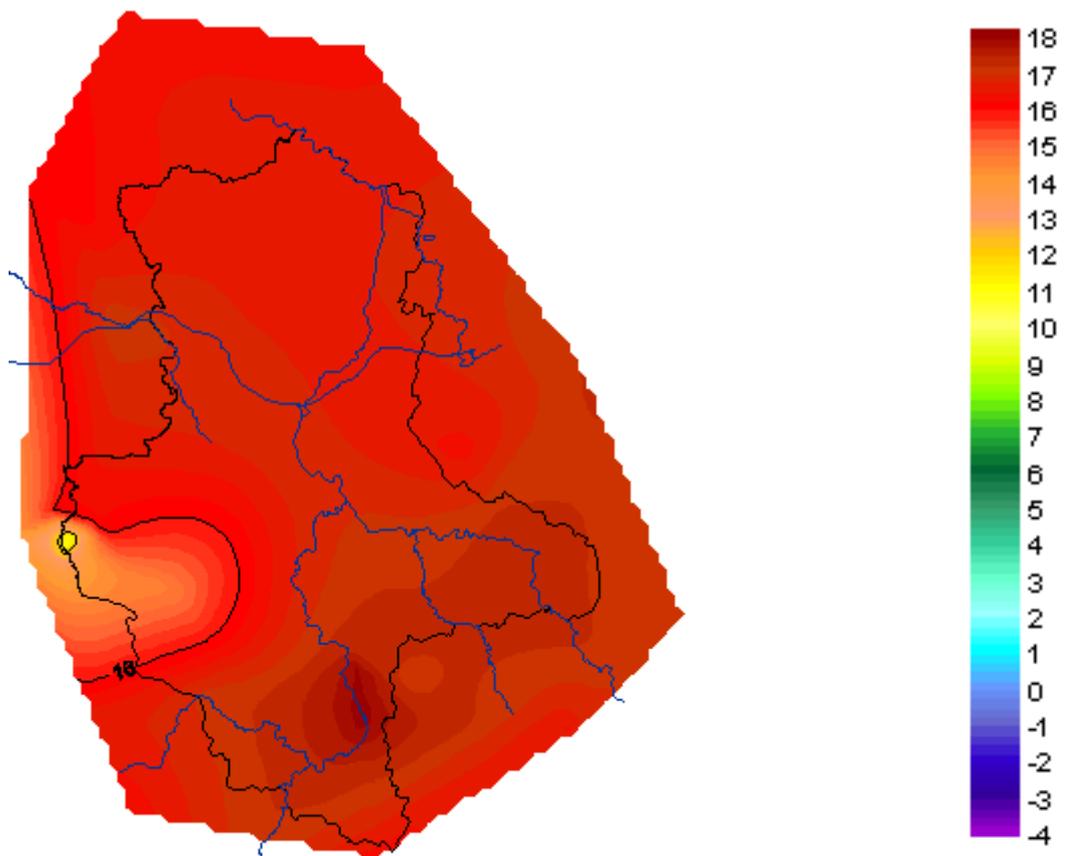


Abb. B.2: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-1980

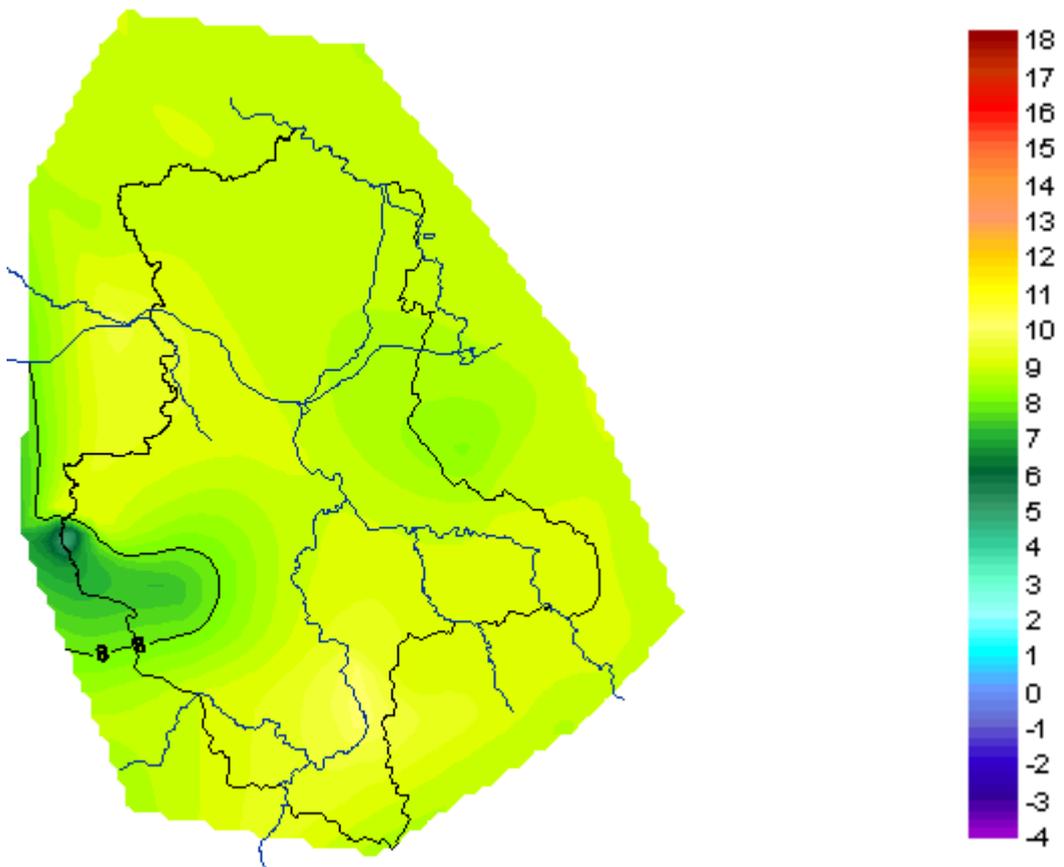


Abb. B.3: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-1980

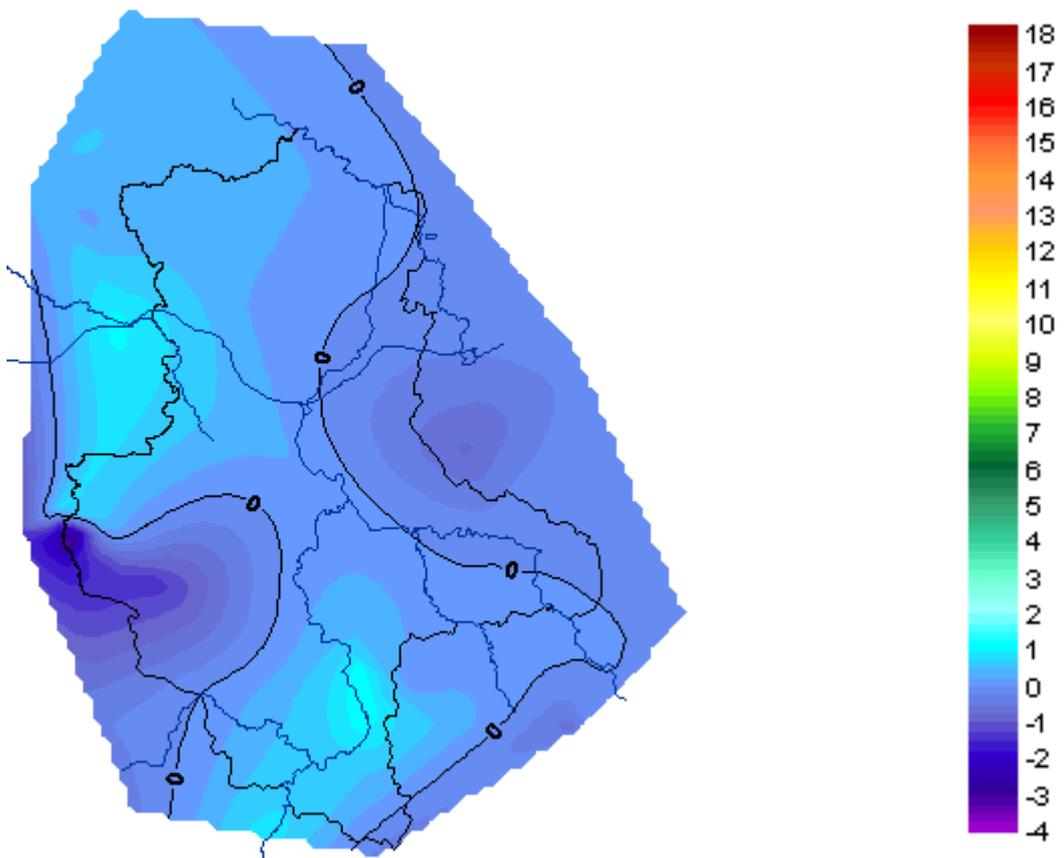


Abb. B.4: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-1980

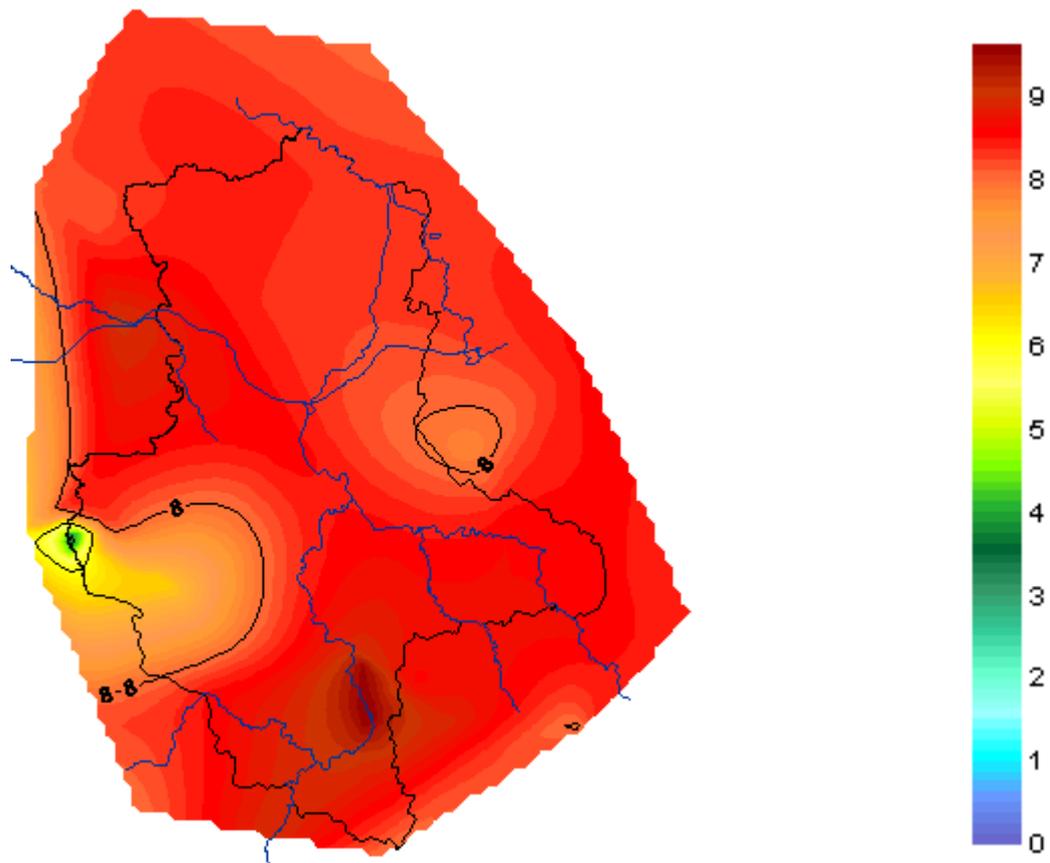


Abb. B.5: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1951-1980

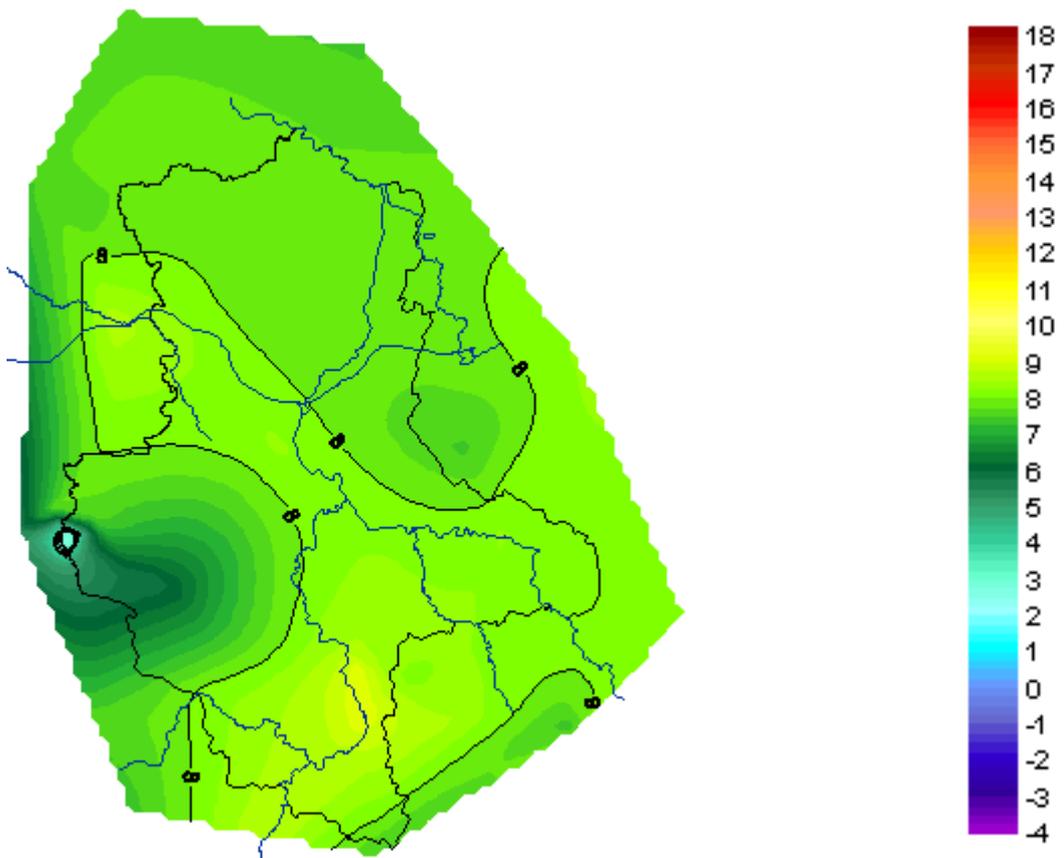


Abb. B.6: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1961-1990

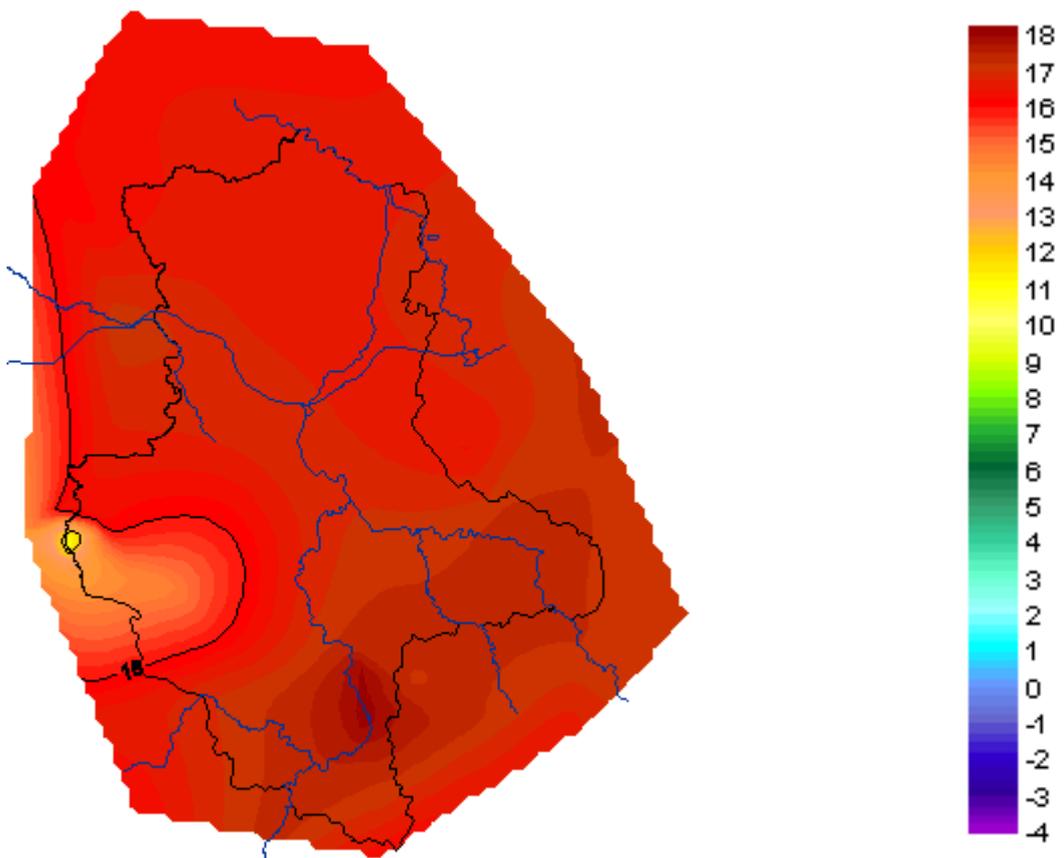


Abb. B.7: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1961-1990

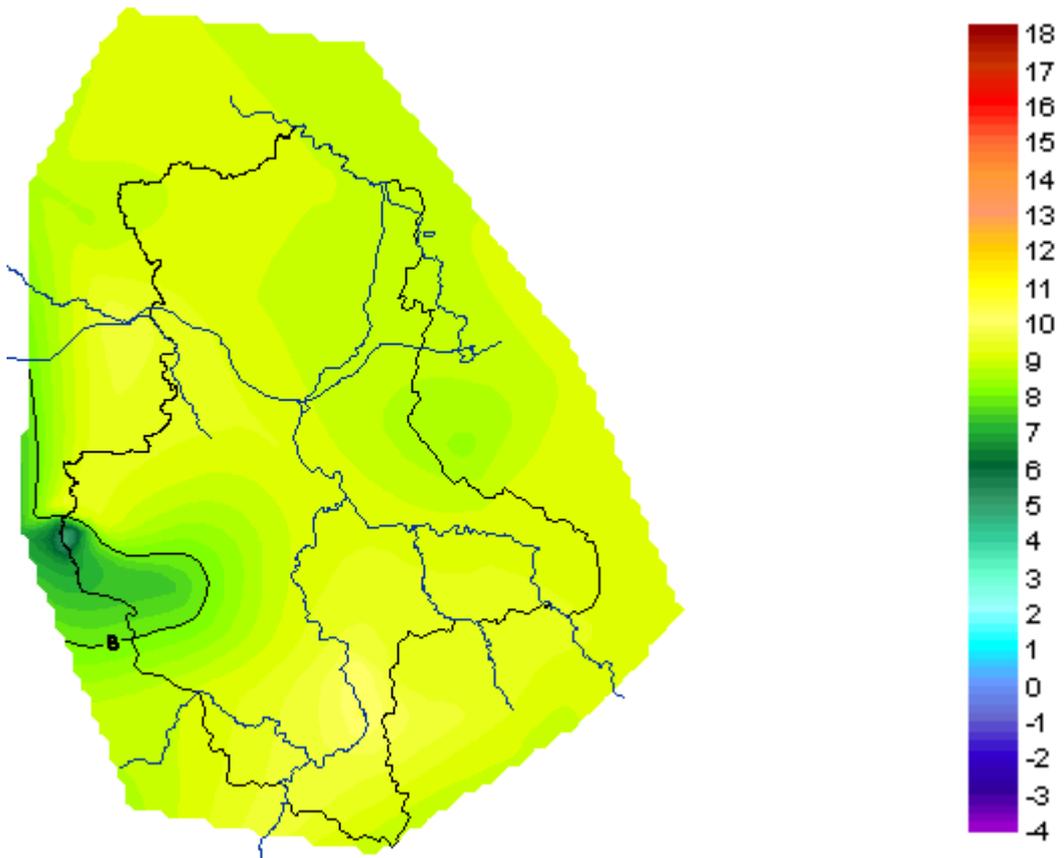


Abb. B.8: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1961-1990

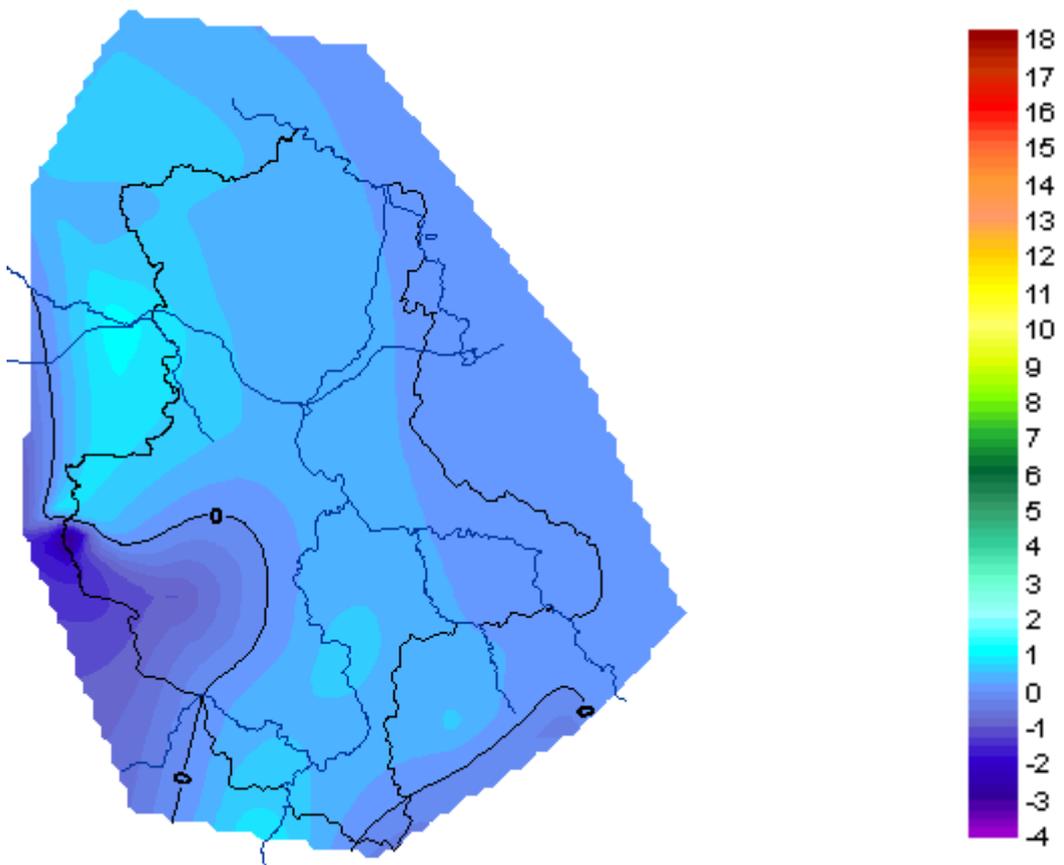


Abb. B.9: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1961-1990

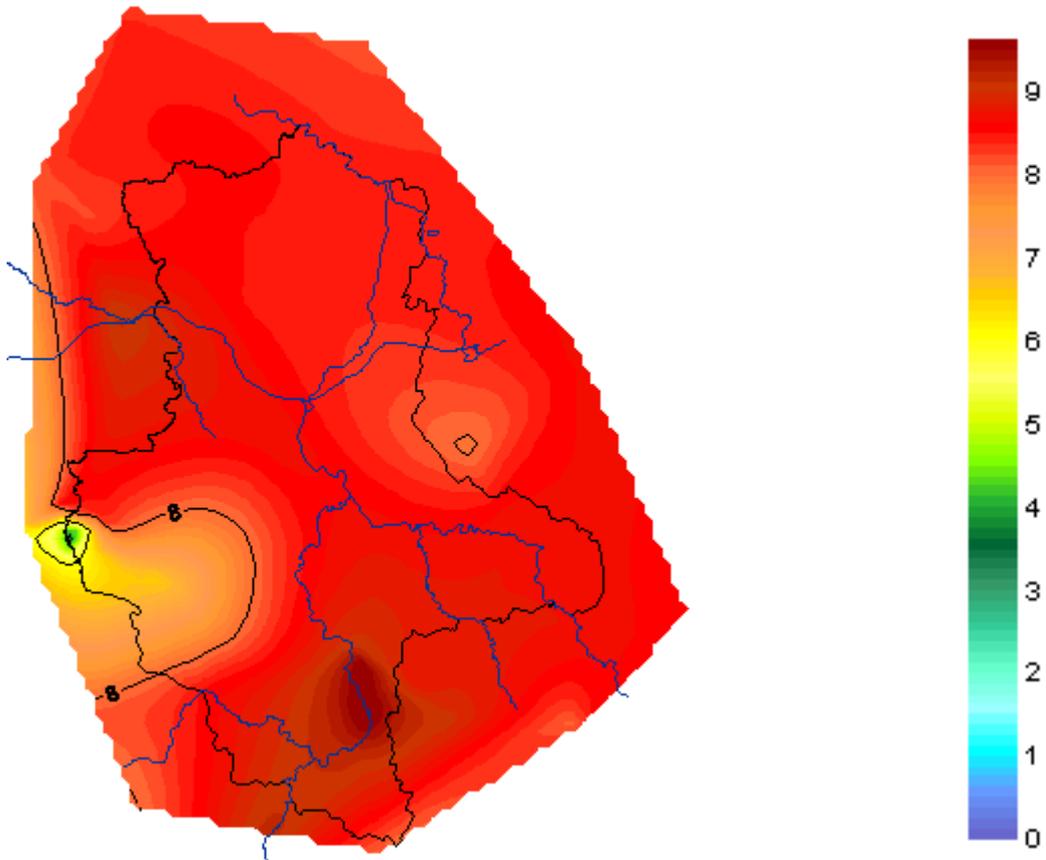


Abb. B.10: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1961-1990

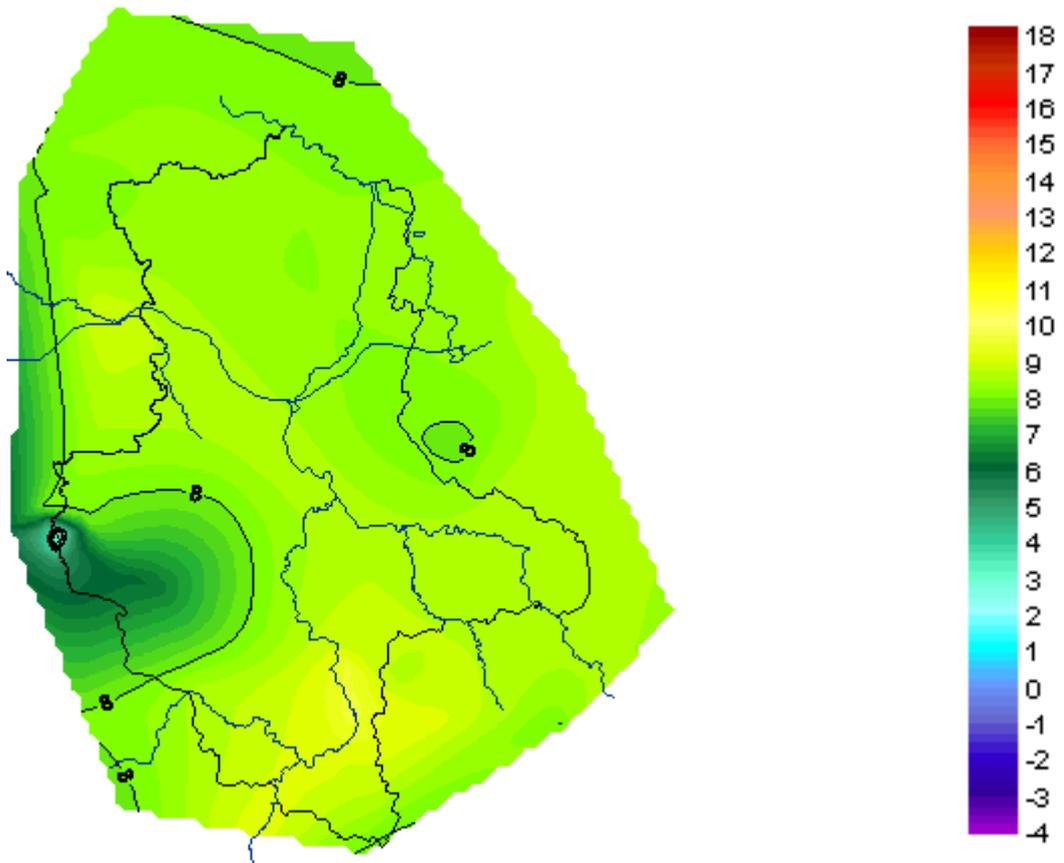


Abb. B.11: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1971-2000

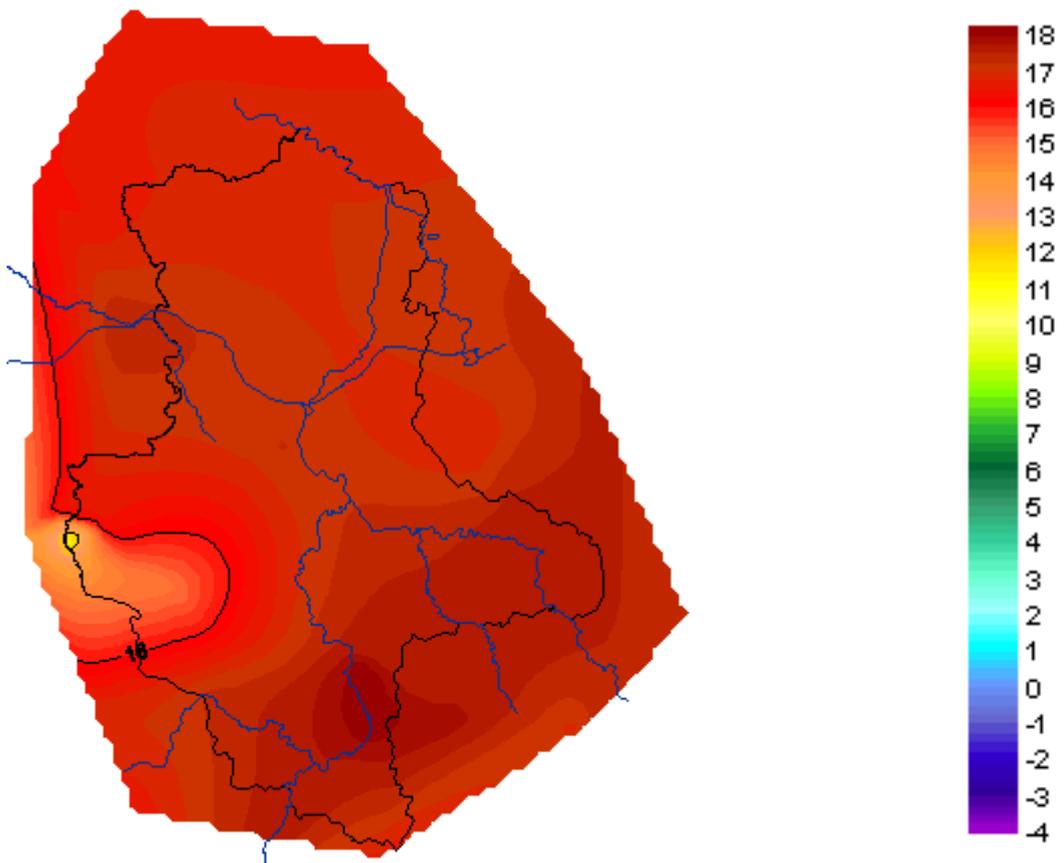


Abb. B.12: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1971-2000

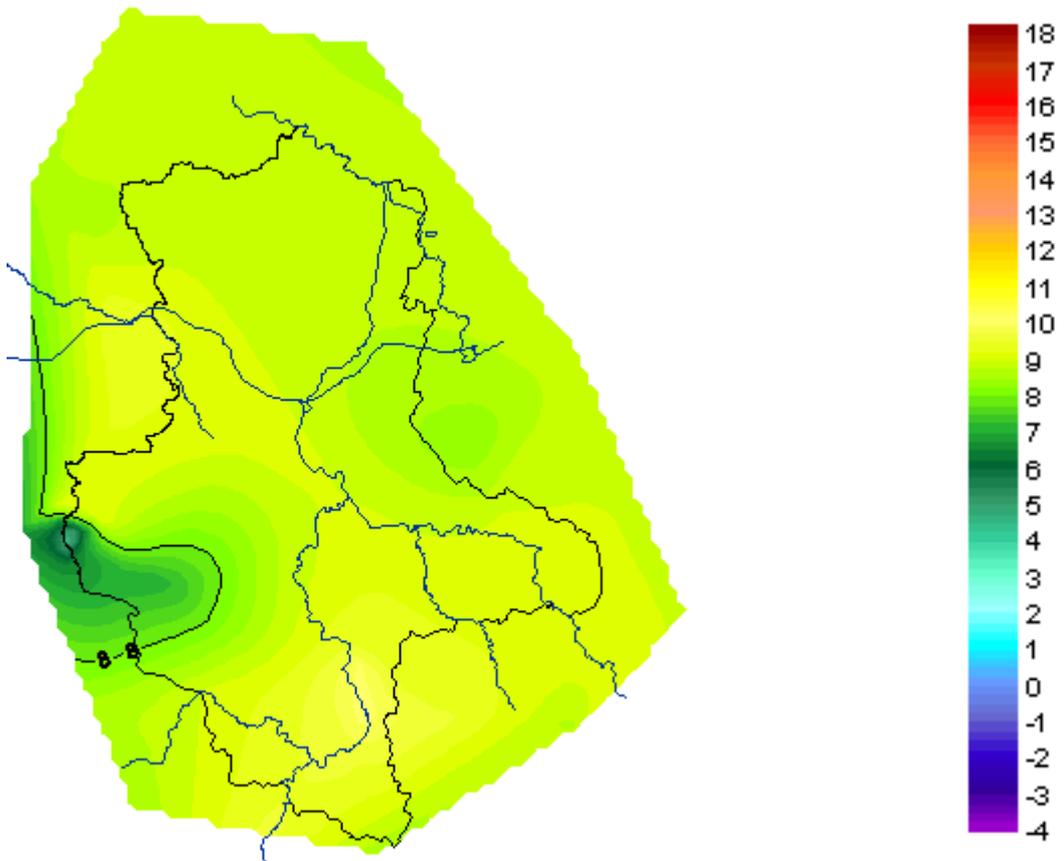


Abb. B.13: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1971-2000

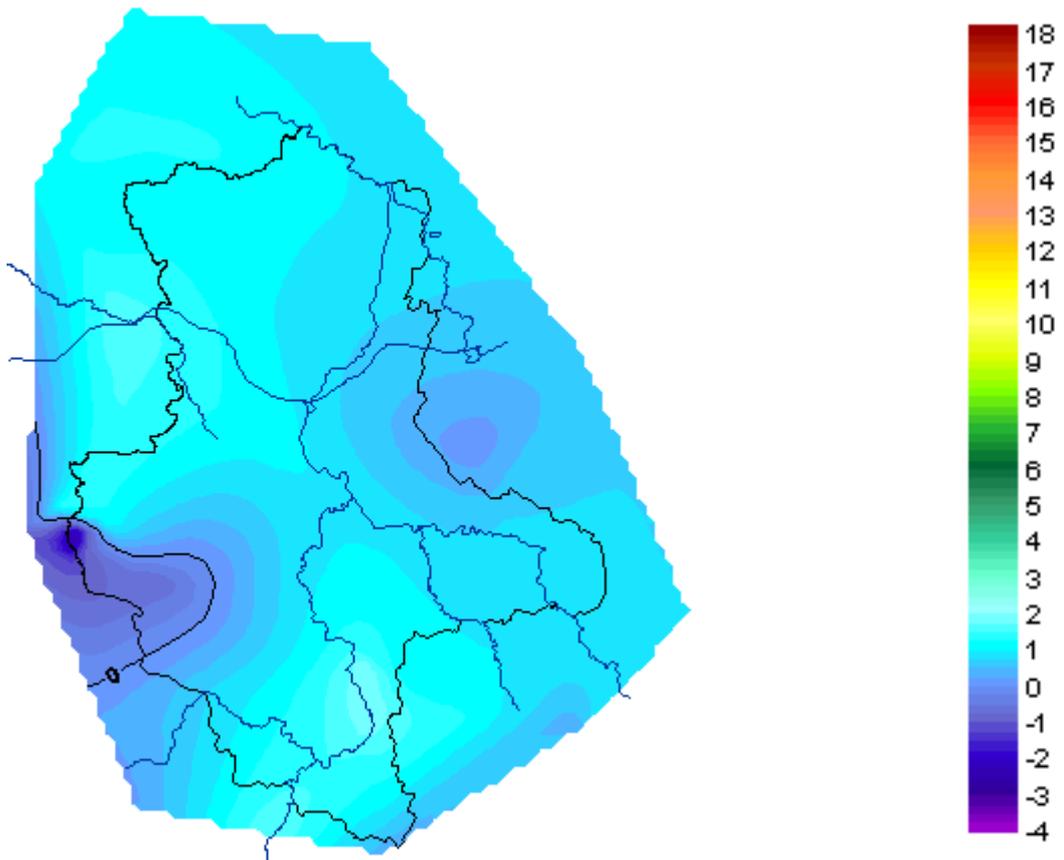


Abb. B.14: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Winter; 1971-2000

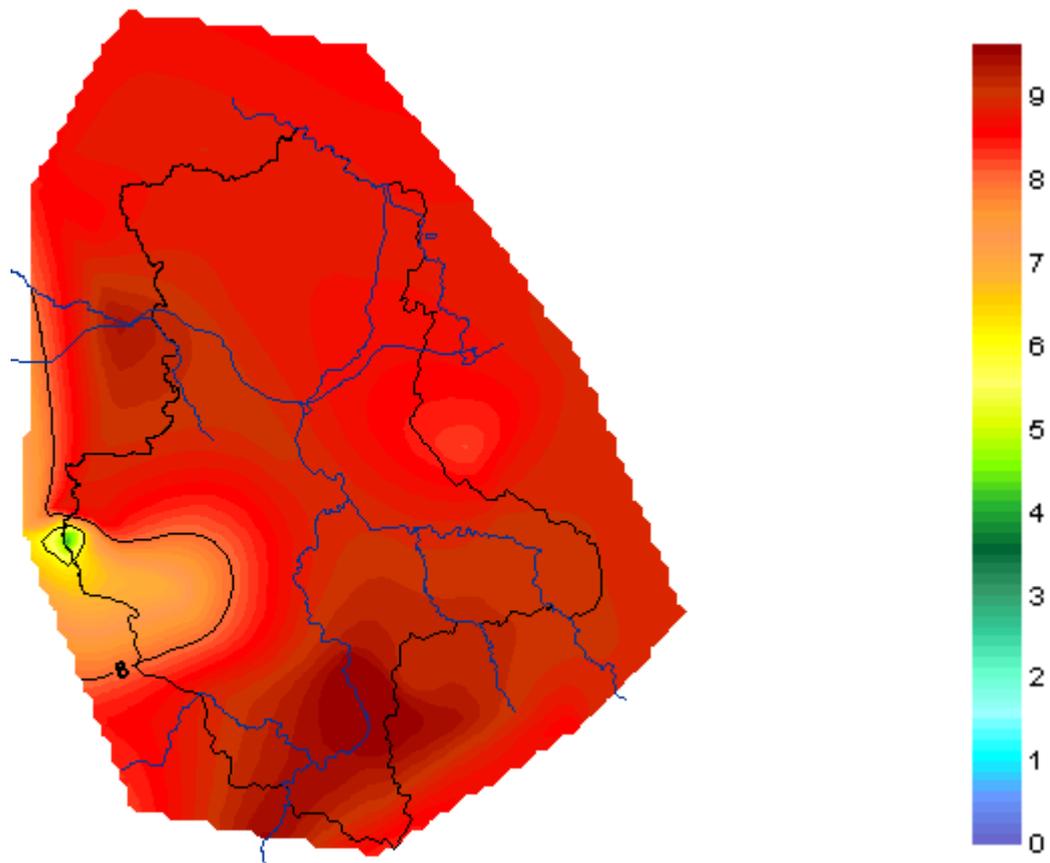


Abb. B.15: Temperatur [°C] in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1971-2000

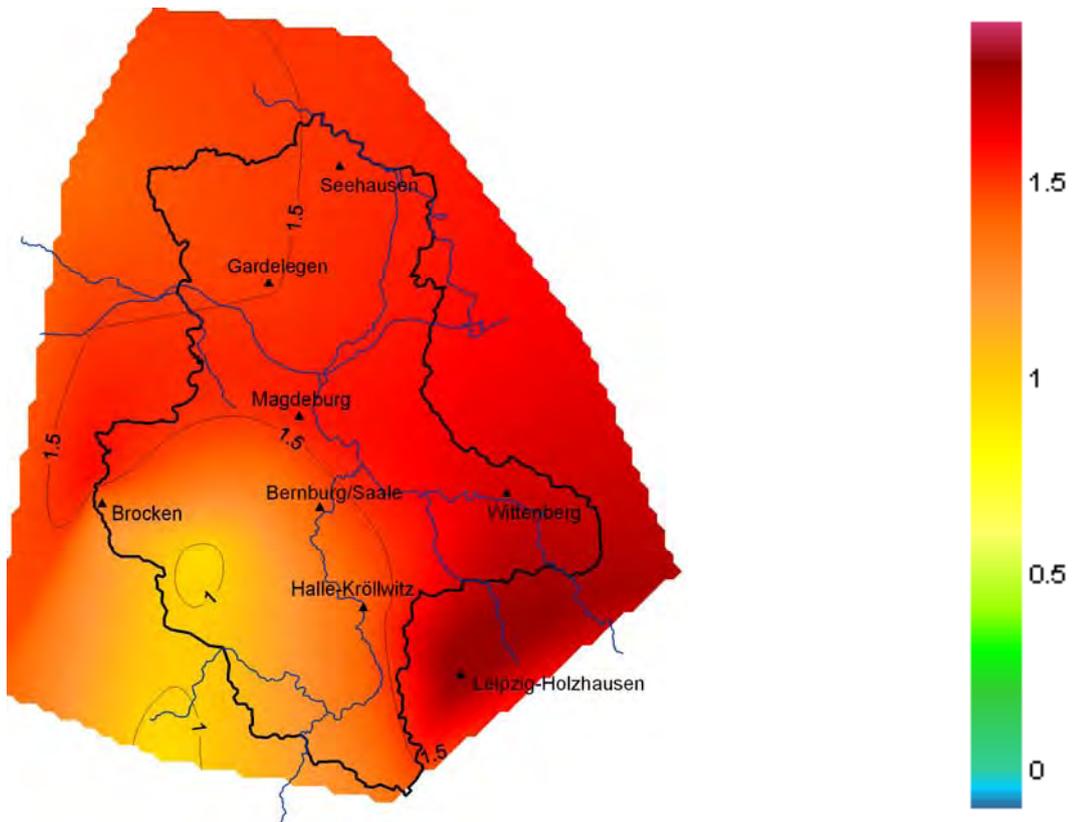


Abb. B.16: Absoluter Trend [K] der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006

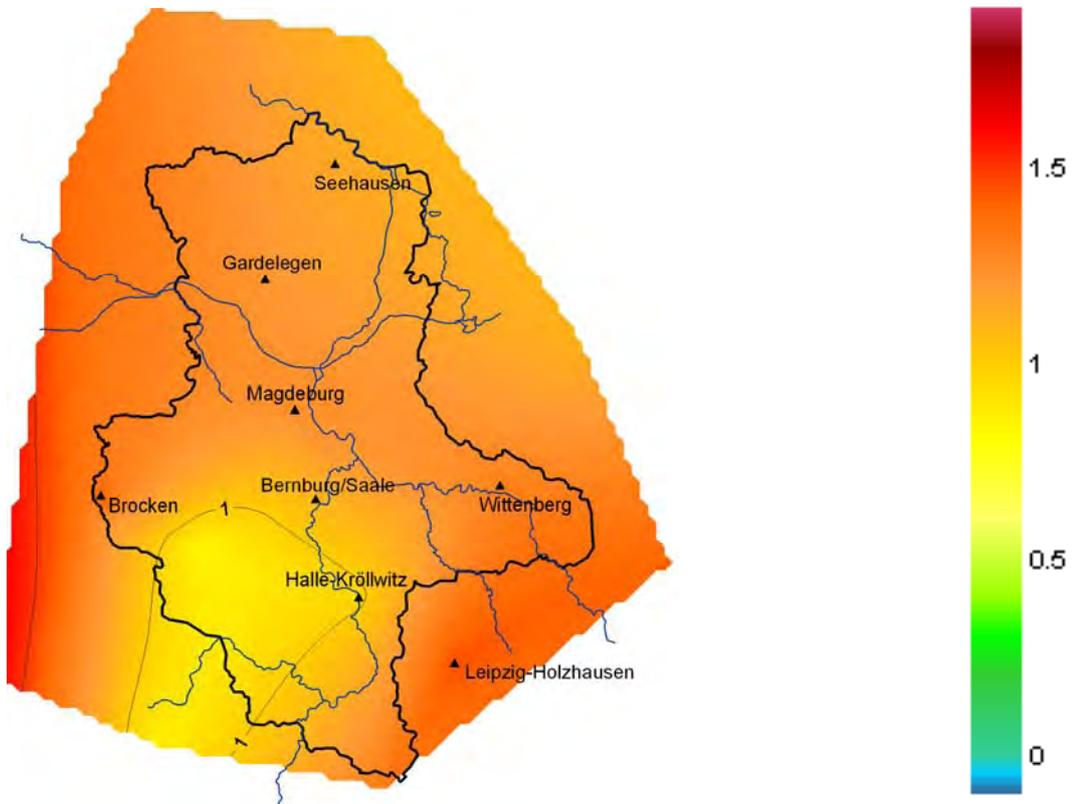


Abb. B.17: Absoluter Trend [K] der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006

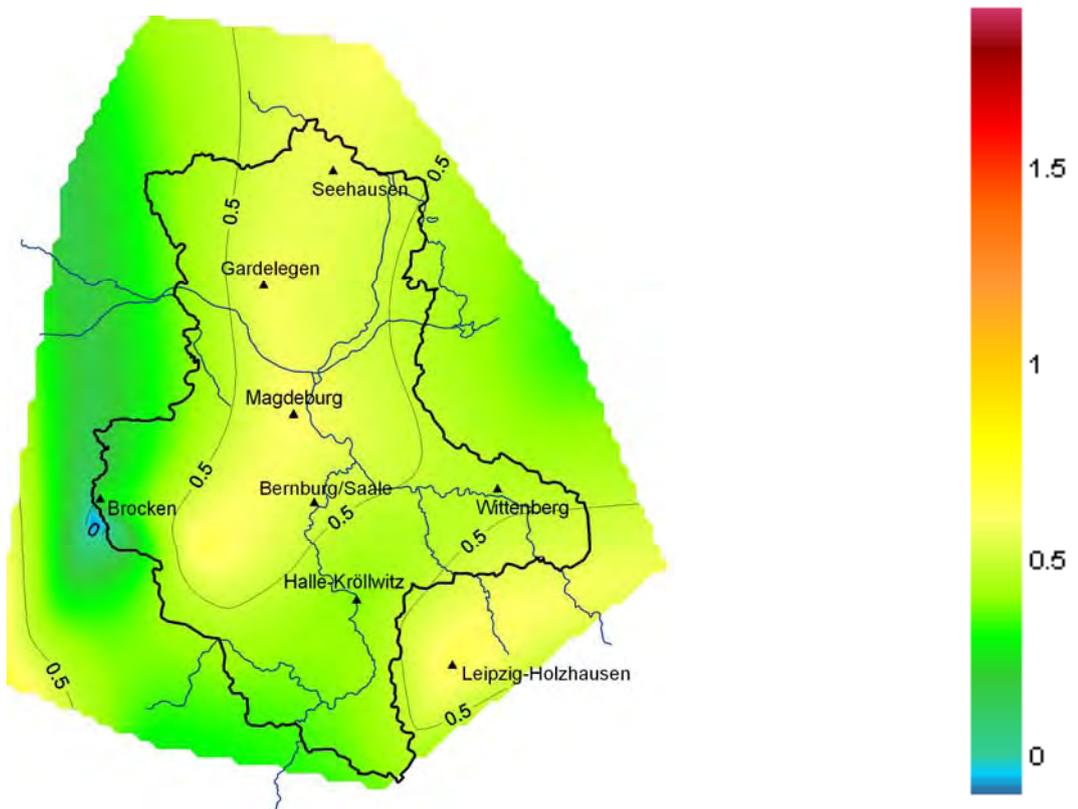


Abb. B.18: Absoluter Trend [K] der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006

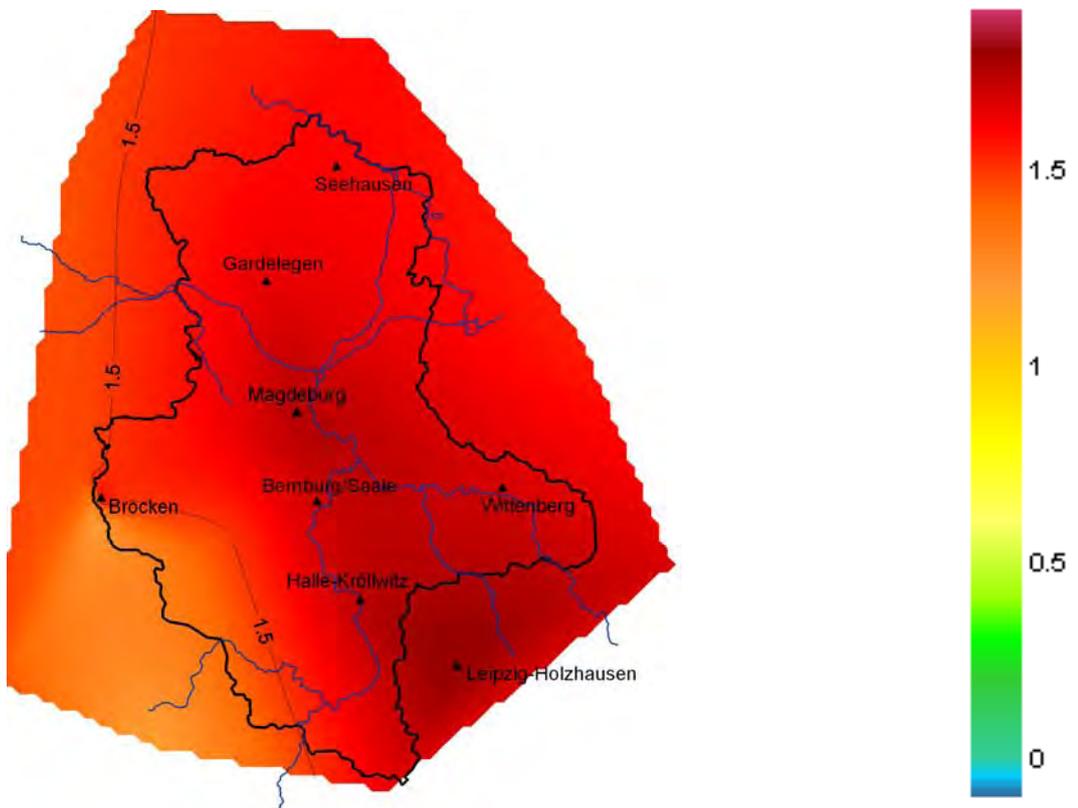


Abb. B.19: Absoluter Trend [K] der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006

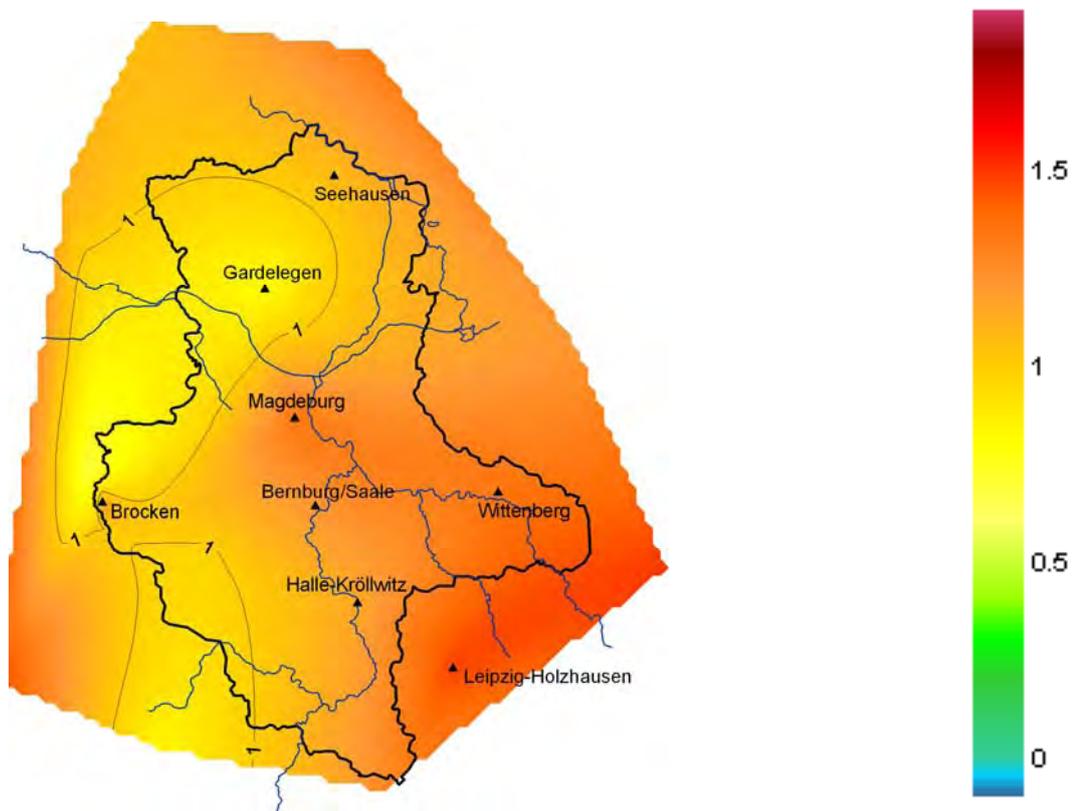


Abb. B.20: Absoluter Trend [K] der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1951-2006

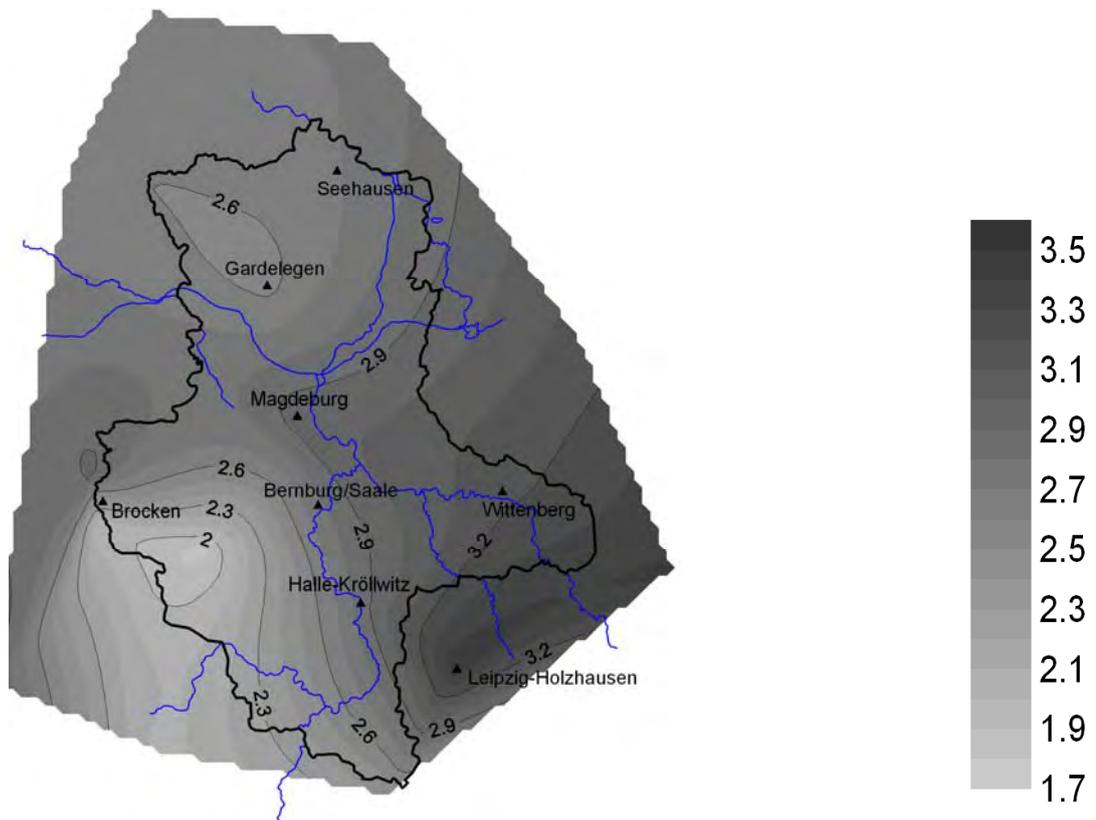


Abb. B.21: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Frühjahr; 1951-2006

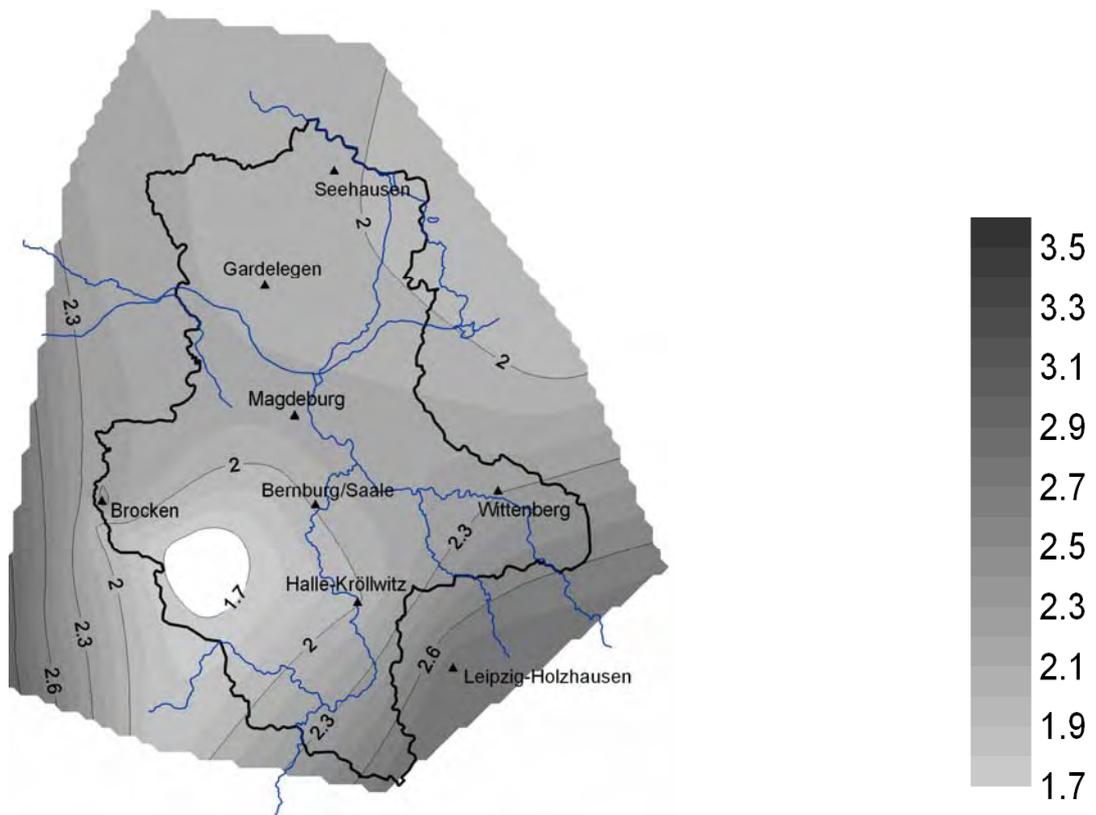


Abb. B.22: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Sommer; 1951-2006

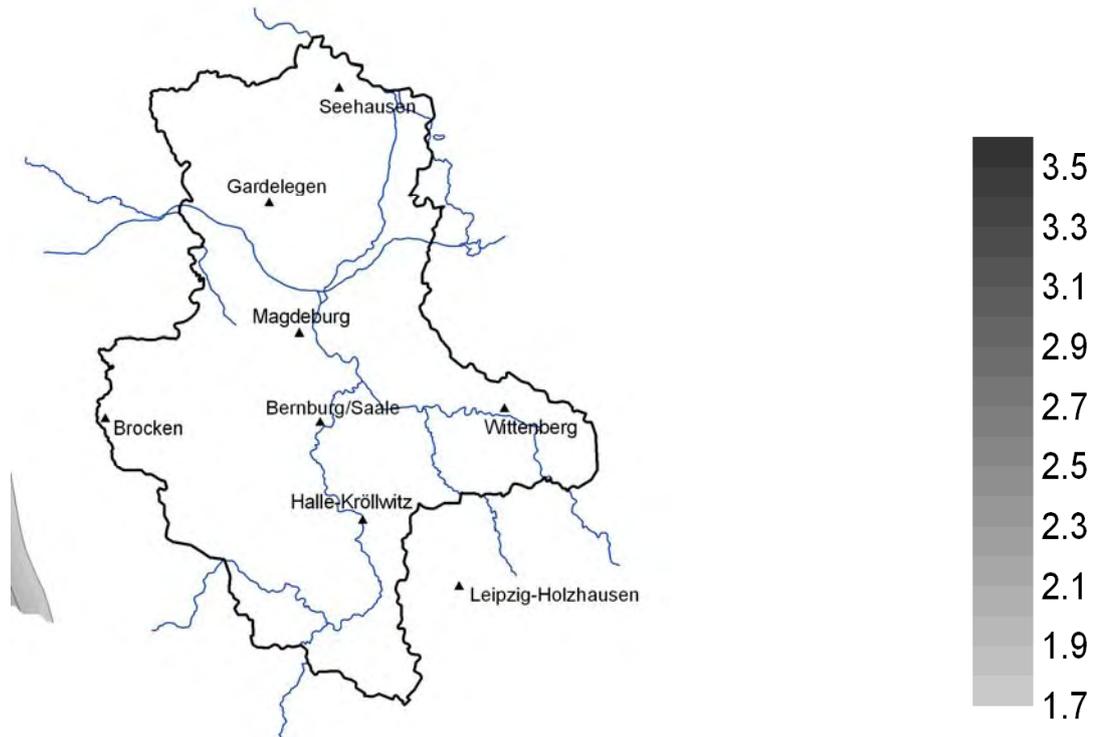


Abb. B.23: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Herbst; 1951-2006

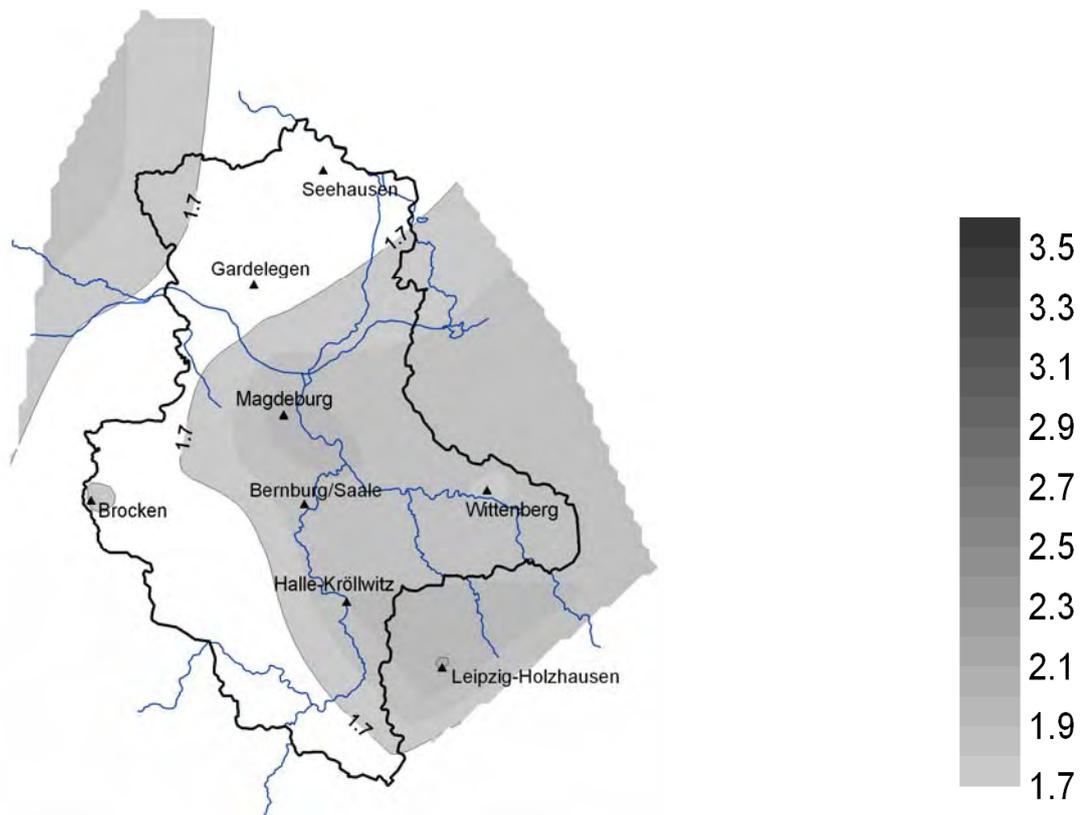


Abb. B.24: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Winter; 1951-2006

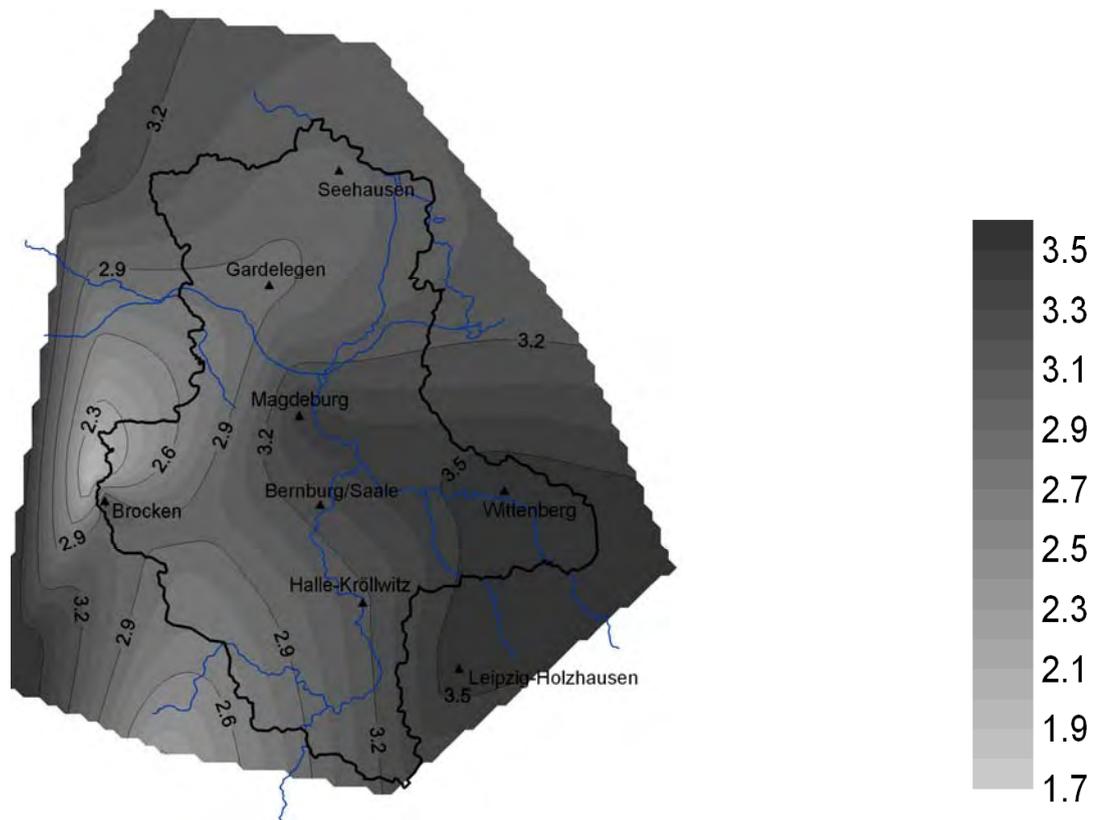


Abb. B.25: Signifikanz (Testgröße Q) der Temperatur in Sachsen-Anhalt, Jahr; 1951-2006

Impressum

ISSN 1619-4071

Berichte des Landesamtes für Umweltschutz Sachsen-Anhalt. - Halle (2008) Sonderheft 5:

Regionale Klimadiagnose Sachsen-Anhalt -

Herausgeber und Bezug: Landesamt für Umweltschutz Sachsen-Anhalt, PSF 200 841,
06009 Halle, Sitz: Reideburger Str. 47, 06116 Halle, Telefon (0345) 5704 0

E-mail: daniela.kopitziok@lau.mlu.sachsen-anhalt.de

Diese Schriftenreihe wird kostenlos abgegeben und darf nicht verkauft werden. Der Nachdruck bedarf der Genehmigung.

Die Autoren sind für den fachlichen Inhalt ihrer Beiträge selbst verantwortlich. Die von ihnen vertretenen Ansichten und Meinungen müssen nicht mit denen des Herausgebers übereinstimmen.

November 2008

Diese Schrift darf weder von Parteien noch von Wahlhelfern während eines Wahlkampfes zum Zwecke der Wahlwerbung verwendet werden. Missbräuchlich ist insbesondere die Verteilung auf Wahlveranstaltungen, an Informationsständen der Parteien sowie das Einlegen, Aufdrucken oder Aufkleben politischer Informationen oder Werbemittel. Auch ohne zeitlichen Bezug zu einer bevorstehenden Wahl darf die Schrift nicht in einer Weise verwendet werden, die als Parteinahme der Landesregierung zugunsten einzelner Gruppen verstanden werden könnte.