
Langzeitverhalten von Grundwasserständen, Quellschüttungen und grundwasserbürtigen Abflüssen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz

KLIWA-Projekt A 2.3.1

„Analyse des Langzeitverhaltens von Grundwasserständen“

KLIWA-Projekt A 2.3.2

„Analyse des Langzeitverhaltens von Quellschüttungen“

KLIWA-Projekt A 2.3.3

„Analyse des Langzeitverhaltens des grundwasserbürtigen Abflusses“

KLIWA-Berichte

Heft 16



KLIWA

Klimaveränderung
und Wasserwirtschaft

Langzeitverhalten von Grundwasserständen, Quellschüttungen und grundwasserbürtigen Abflüssen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz

KLIWA-Projekt A 2.3.1

„Analyse des Langzeitverhaltens von Grundwasserständen“

KLIWA-Projekt A 2.3.2

„Analyse des Langzeitverhaltens von Quellschüttungen“

KLIWA-Projekt A 2.3.3

„Analyse des Langzeitverhaltens des grundwasserbürtigen Abflusses“

KLIWA-Berichte

Heft 16



KLIWA

Klimaveränderung
und Wasserwirtschaft

IMPRESSUM

Herausgeber

Arbeitskreis KLIWA

Landesanstalt für Umwelt, Messungen und
Naturschutz Baden-Württemberg (LUBW),
Bayerisches Landesamt für Umwelt (BLfU),
Landesamt für Umwelt, Wasserwirtschaft und
Gewerbeaufsicht Rheinland-Pfalz (LUWG),
Deutscher Wetterdienst (DWD)

www.kliwa.de

Herausgabedatum

Dezember 2011

ISBN

978-3-88251-362-2

Bearbeitung

KLIWA-AG Grundwasser

Andrea Blomenhofer (BLfU)
Thomas Gudera (LUBW)
Dr. Jörg Neumann (BLfU)
Wolfgang Schwebler (LUWG)
Dr. Wolfgang Sprenger (BLfU)
Michel Wingerling (LUBW)

Grundlage

Untersuchungen im Auftrag der KLIWA-AG Grundwasser
Dr. Winfried Willems, Konstantin Stricker (2008 & 2009)
IAWG, Ottobrunn

Druck

E&B engelhardt und bauer, 76131 Karlsruhe

Umwelthinweis

Druck auf Recyclingpapier

Dieses Heft ist klimaneutral gedruckt



Bezug über

LUBW Landesanstalt für Umwelt, Messungen und
Naturschutz Baden-Württemberg
76231 Karlsruhe
<http://www.lubw.baden-wuerttemberg.de/servlet/is/6646/>

Bayerisches Landesamt für Umwelt
Hans-Högn-Straße 12
95030 Hof

Landesamt für Umwelt, Wasserwirtschaft und
Gewerbeaufsicht Rheinland-Pfalz
Kaiser-Friedrich-Straße 7
55116 Mainz

Nachdruck – auch auszugsweise – nur mit Zustimmung der Herausgeber unter
Quellenangabe und Überlassung von Belegexemplaren gestattet.



Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	5
1 Veranlassung und Ziel	9
2 Datenbasis und Datenaufbereitung	10
2.1 Hydrologische Daten	10
2.1.1 Übersicht	10
2.1.2 Grundwasserstand und Quellschüttung, Lage der Messstellen und Datenaufbereitung..	10
2.1.3 Grundwasserbürtiger Abfluss, Lage der Pegel und Datenaufbereitung	12
2.2 Klimadaten als exogene Variablen	14
2.2.1 Übersicht	14
2.2.2 Stationsdaten	15
2.2.3 REGNIE-Niederschlag	16
2.2.4 Wasserdargebot aus Schneemodellierung	16
2.3 Weitere exogene Zeitreihen mit ausgeprägten Periodizitäten.....	18
2.3.1 Übersicht	18
2.3.2 Nordatlantische Oszillation (NAO)	18
2.3.3 Sonnenflecken.....	19
2.4 Raumbezogene Daten	20
3 Statistische Untersuchungsmethoden	23
3.1 Vorbemerkung.....	23
3.2 Untersuchungsmethoden zu Veränderungen im mittleren Verhalten.....	24
3.2.1 Mann-Kendall-Trendtest und Trenddreiecke	24
3.2.2 Einfache lineare Regression zur Trendschätzung	26
3.2.3 Lokal gewichtete Regression	27
3.2.4 Trigonometrische Regression	27
3.2.5 Segmentierte Regression und heuristische Zeitreihensegmentierung	28
3.2.6 Zirkular-lineare Regression zur Untersuchung saisonaler Trends.....	30
3.2.7 Spektralanalyse zur Aufdeckung von Periodizitäten.....	32
3.2.8 Waveletanalysen zur Aufdeckung von nicht stationären Periodizitäten	33
3.3 Untersuchungsmethoden zu Veränderungen von Extremwerten.....	35
3.3.1 Stationäre und instationäre eindimensionale Wahrscheinlichkeitsanalyse	35
3.3.2 Stationäre und instationäre zweidimensionale Wahrscheinlichkeitsanalyse	37
3.4 Weitere statistische Verfahren	38
3.4.1 Kreuzkorrelation und Differenzenfilter für bivariate Betrachtungen	38
3.4.2 Clusteranalysen auf Basis von Messstellenattributen	39
3.4.3 Multivariate Regressionsmodelle	40
3.4.4 SARIMAX-Modelle	41



4	Untersuchungsergebnisse	42
4.1	Trends und Periodizitäten in exogenen Variablen.....	42
4.1.1	Lokale Trends.....	42
4.1.2	Trenddreiecke	49
4.1.3	Veränderungen im Jahresgang.....	51
4.1.4	Periodizitäten.....	52
4.1.5	Zusammenfassung wichtiger Ergebnisse	56
4.2	Veränderungen im mittleren Verhalten von Grundwasserständen und Quellschüttungen	57
4.2.1	Veränderungen im Jahresgang.....	57
4.2.2	Mittel- und langfristige Veränderungen	66
4.2.3	Lokale Trends.....	75
4.2.4	Trenddreiecke	81
4.2.5	Periodizitäten.....	82
4.2.6	Zusammenfassung wichtiger Ergebnisse	84
4.3	Veränderungen der Extremwerte von Grundwasserständen und Quellschüttungen ..	85
4.3.1	Veränderungen von Höchstgrundwasserständen und -quellschüttungen	85
4.3.2	Veränderungen von Niedrigstgrundwasserständen und -quellschüttungen	92
4.3.3	Veränderungen jährlicher Defizite und Defizitdauern	97
4.3.4	Veränderungen partieller Defizite und Defizitdauern	100
4.3.5	Zusammenfassung wichtiger Ergebnisse	104
4.4	Weitere bivariate Betrachtungen	109
4.4.1	Kreuzkorrelationen zwischen Grundwasserständen und Wasserdargeboten	109
4.4.2	Gleichartigkeit lokaler Trends bei bivariaten Betrachtungen	111
4.5	Multivariate Betrachtungen und Prognosemodelle.....	113
4.5.1	Multivariate Betrachtung der Originaldaten.....	113
4.5.2	Gleichartigkeit lokaler Trends bei multivariaten Betrachtungen.....	114
4.5.3	Prognosemodelle	118
4.5.4	Anwendungs- und Erweiterungsmöglichkeiten der SARIMAX-Modelle.....	122
4.6	Veränderungen des grundwasserbürtigen Abflusses.....	124
5	Fazit und Ausblick.....	128
	Literatur.....	129
	Verzeichnis der Abbildungen.....	132
	Verzeichnis der Tabellen	139
	Abkürzungsverzeichnis und Glossar	140
	Digitaler Anhang (CD).....	143
	Bisher erschienene KLIWA-Berichte.....	147

Zusammenfassung

Ziele und Umfang der Untersuchungen

Im Süden Deutschlands wird der größte Teil des Trinkwassers aus Grundwasser gewonnen. Einer nachhaltigen Bewirtschaftung der Grundwasserressourcen kommt daher eine große Bedeutung zu, weshalb die möglichst gute Kenntnis der langfristigen Entwicklung der Grundwasserverhältnisse von grundlegendem Interesse ist. In dem vorliegenden Bericht sind die Ergebnisse von statistischen Untersuchungen zum Langzeitverhalten von Grundwasserständen, Quellschüttungen und dem grundwasserbürtigen Abfluss dargestellt. Die zugrunde liegenden umfangreichen Untersuchungen wurden im Rahmen des Vorhabens KLIWA durchgeführt. Dabei sollte aufgezeigt werden, inwieweit in den Messdaten bereits signifikante Veränderungen als mögliche Folge des Klimawandels feststellbar sind.

Für insgesamt 127 Messstellen im Gebiet von Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz wurden die Ganglinien der Grundwasserstände (82 Messstellen) bzw. der Quellschüttungen (45 Messstellen) detailliert untersucht. Die betrachteten Zeitreihen beginnen in den meisten Fällen Anfang der 1950er Jahre. Von ausgewählten Messstellen liegen aber auch historische Zeitreihen vor, die teilweise bis 1913 zurückreichen. Weiterhin wurden an 96 Abflusspegeln die zugehörigen Ganglinien ausgewertet und daraus der grundwasserbürtige Anteil bestimmt.

Die durchgeführten statistischen Untersuchungen beziehen sich auf

- sich verändernde Periodizitäten, Phasen und Trends in den exogenen Variablen,
- sich verändernde Periodizitäten und Trends in den Grundwasserständen und Quellschüttungen,
- Abweichungen vom mittleren Verhalten des grundwasserbürtigen Abflusses (und damit der Grundwasserneubildung).

Neben den o. g. Messreihen wurden auch exogene (= äußere, nicht unmittelbar mit dem Grundwasser in Verbindung stehende) Variablen in die Auswertung einbezogen, um mögliche statistische Beziehungen aufzuzeigen. Als exogene Variablen wurden vor allem lange Zeitreihen der Klimaelemente Lufttemperatur, Windgeschwindigkeit, Sonnenscheindauer, relative Luftfeuchte, Niederschlag und Wasserabgabe aus Schnee (Wasserdargebot) betrachtet. All diese Größen zeichnen sich durch ihren Einfluss auf die Verdunstung bzw. die neubildungsrelevante Wassermenge und die damit verbundenen direkten Auswirkungen auf den Grundwasserhaushalt aus. Darüber hinaus wurden lange Zeitreihen der Nordatlantischen Oszillation (NAO-Index) und der Sonnenflecken in die Auswertung einbezogen.

Methodische Aspekte

Die klassische statistische Methodik bei Untersuchungen zum Langzeitverhalten von hydrologischen und meteorologischen Zeitreihen ist die einfache lineare Regressionsanalyse. Dieser Ansatz wurde durch weitere, zum Teil komplexe Verfahren ergänzt, um die den klassischen Verfahren zugrunde liegenden statistischen Voraussetzungen besser erfüllen zu können. Dies hatte zur Folge, dass neben Trends über den Gesamtzeitraum auch signifikante Trendsegmente in Teilzeiträumen analysiert werden konnten. Speziell bei der Betrachtung von Extremwerten (höchste Grundwasserstände und Quellschüttungen sowie Veränderungen der Defizite und Defizitdauern) kamen außerdem neuere, über die instationäre Extremwertstatistik abgeleitete Testmethoden zur Anwendung. Bei den Untersuchungen wurde festgestellt, dass diese Verfahren die Ergebnisse der klassischen Methodik häufig bestätigten bzw. sinnvoll ergänzten. Auch im Rahmen der durchgeführten bi- und multivariaten Untersuchungen wurden zum Teil relativ neue statistische Verfahren eingesetzt. Die damit gewonnenen Erkenntnisse wurden schließlich zum exemplarischen Aufbau von stochastischen Grundwassermodellen genutzt, mit deren Hilfe prinzipiell auch messstellenbezogene Prognosen zur Reaktion des Grundwassers auf geänderte Klimabedingungen möglich sind.



Veränderungen in den exogenen Variablen

Zunächst wurden die exogenen Variablen mit Hilfe von Untersuchungen zu lokalen Trends, Trenddreiecken sowie von Wavelet-Untersuchungen auf ihr eigenes Änderungsverhalten hin analysiert. Dies erfolgte mit der Absicht, die dabei gewonnenen Erkenntnisse möglichst auch zur Erklärung möglicher gleichartiger Tendenzen bei den untersuchten Grundwasserstands- und Quellschüttungsdaten (vgl. anschließender Abschnitt) heranziehen zu können. Unter Vernachlässigung vieler Details lassen sich folgende Kernaussagen treffen:

Alle exogenen Variablen zeigen Instationaritäten in zum Teil erheblichem Ausmaß. Der NAO-Index zeigt nur dann instationäres Verhalten, wenn man die Zeitreihen saisonal differenziert betrachtet. Trenddreiecke deuten ebenfalls darauf hin, dass viele Veränderungen nicht gleichmäßig eingetreten sind. Dies gilt zum Beispiel auch für Veränderungen der Lufttemperatur und des Niederschlags. Durch Phasenverschiebungen zeichnen sich insbesondere Niederschlag und Wasserdargebot aus. Demgegenüber verhält sich die Lufttemperatur völlig unauffällig. Großskalige Periodizitäten lassen sich z. B. in den Zeitreihen des Niederschlags und Wasserdargebots nachweisen. Diese treten nicht permanent über die gesamte Beobachtungsperiode auf, sondern zeigen Phasen stärkerer und schwächerer Ausprägung. Dabei wurden ein 4-Jahreszyklus, ein 8-Jahreszyklus und ein 15-Jahreszyklus in unterschiedlichen Zeiträumen als signifikant herausgearbeitet.

Veränderungen in den Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen

Die Grundwasserneubildung findet vor allem im hydrologischen Winterhalbjahr (November bis April) während der Vegetationsruhe statt. Im Sommerhalbjahr (Mai bis Oktober) überwiegt die Verdunstung, d. h. Sommerniederschläge füllen den Bodenwasserspeicher nur in geringem Maß wieder auf. Hieraus ergibt sich die für viele Messstellen typische jahreszeitliche Schwankung von Grundwasserständen und Quellschüttungen mit einem Anstieg im Winter und einem Absinken im Sommer. Der Jahresgang ist durch eine Amplitude mit einem Minimum- und Maximumwert charakterisiert.

Veränderungen im mittleren Verhalten

Die untersuchten Zeitreihen zahlreicher Messstellen (67 %) zeigen bei Betrachtung des jeweiligen Gesamtbeobachtungszeitraumes eine signifikante (langfristige) Tendenz hin zu niedrigeren Werten. Für die Teilzeitreihen der letzten 20 bis 30 Jahre ist diese Entwicklung (Abnahmen) jedoch inzwischen bei vielen Messstellen in Stationarität oder Zunahme umgeschlagen. So ergibt sich nach 1980 ein vergleichsweise uneinheitliches Gesamtbild, bei dem lediglich noch ca. 28 % der Messstellen signifikante Abnahmen aufweisen. Räumliche Verteilungsmuster sind durch die hier vorgenommenen, einfachen hydrogeologischen Charakterisierungen der Messstellen nicht erklärbar.

Veränderungen der Extremwerte (Jährliche Minima und Maxima)

Die jährlichen Höchstwerte weisen über die Gesamtzeiträume betrachtet bei mehr als 60 % der Messstellen keine signifikanten Veränderungen auf. Knapp 30 % der Messstellen weisen signifikante, jedoch meist schwache Abnahmen auf, Zunahmen wurden lediglich in Einzelfällen festgestellt. Betrachtet man die Ergebnisse der segmentierenden Verfahren, bezogen auf das letzte Trendsegment (und damit die aktuelle Situation), so verringert sich der Anteil signifikanter Abnahmen auf 20 %, wobei in etwa gleicher Häufigkeit signifikante Zunahmen ausgewiesen werden. In der überwiegenden Messstellenanzahl wird im letzten Betrachtungssegment – ähnlich wie im Gesamtzeitraum – Trendfreiheit festgestellt.

Auch bei den jährlichen Niedrigstwerten überwiegen Messreihen mit insgesamt stationärem Verhalten, wobei der Anteil signifikant fallender Jahresserien (40 % aller Messstellen) größer ist als bei den Höchstwerten. Bezogen auf Teile Baden-Württembergs und Bayerns gibt es Hinweise auf das Ausklingen der Abnahmen und ein häufigeres Auftreten trendartiger Zunahmen im letzten Trendsegment. In Gebieten mit geringen Niederschlägen, z.B. in Teilen von Rheinland-Pfalz, wird die umgekehrte Tendenz beobachtet.

Veränderungen der Saisonalität

Bei vielen Messstellen sind signifikante Veränderungen im innerjährlichen Verlauf zu beobachten. So tritt der Maximalwert innerhalb eines Jahres, bezogen auf den Gesamtbeobachtungszeitraum, häufig in den Monaten März bis Mai auf. Ermittelt man diesen Zeitpunkt jedoch gleitend über die jeweilige Gesamtzeitreihe, so zeigt sich bei 45 % der Messstellen eine statistisch signifikante Tendenz zu einem immer früheren Auftreten des Maximums (im Mittel etwa 0,6 Tage/Jahr, also einer Verschiebung von 4 bis 6 Wochen seit 1950). Ebenso ist immerhin bei etwa 40 % der Messstellen eine statistisch signifikante Tendenz zur Verstärkung der Amplitude zwischen dem Minimum und dem Maximum des Jahresgangs bzw. hin zu einer insgesamt höheren Variabilität zu erkennen. Diese beschriebenen saisonalen Änderungen lassen sich insgesamt gut mit den bekannten Änderungen des Niederschlagsregimes in Einklang bringen.

Veränderungen des Eintritts jährlicher Defizitphasen, partieller Defizite und Defizitdauern

An den ausgewählten Messstellen wurden auch die möglichen Veränderungen der Grundwasserstands- und Quellschüttungsdefizite untersucht. Dabei wird als Defizitphase die längste zusammenhängende Periode betrachtet, in der die Messdaten den jeweiligen Mittelwert (Schwellenwert) unterschreiten. Prinzipiell sind jährliche und partielle Defizite zu unterscheiden.

Bezogen auf die jährlichen Defizite zeigt sich an der weit überwiegenden Zahl der Grundwasser- und Quellschüttungsmessstellen derzeit noch keine statistisch signifikante Veränderung von Beginn, Ende oder Dauer der Defizitphasen. Auch die untersuchten partiellen Defizite und Defizitdauern zeigen in den meisten Fällen ein stationäres Verhalten. Wenn signifikante Trends auftreten, dann sind meist beide Variablen gleichzeitig betroffen. Dabei ist die häufigste Kombination eine Verstärkung des Defizits bei gleichzeitiger Zunahme der Defizitdauer. Die Änderungsraten sind auch bei extremen Ereignissen verhältnismäßig gering.

Zeitliche Veränderung der Periodizität der Zeitreihen

Die in den Niederschlägen und im Wasserdargebot aufgedeckten großskaligen Periodizitäten (v. a. 4-Jahres- und 8-Jahres-Perioden) und deren Veränderungen über den Gesamtzeitraum finden sich auch in einem Teil der Grundwassermessstellen wieder. Wenn Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen diese Zyklen aufweisen, dann treten sie meist zeitgleich mit den Zyklen in den Niederschlagsreihen auf. Zeitreihen, die diese Periodizitäten aufweisen, stammen meist von Quellen oder von (meist oberflächennahen) Messstellen in Porengrundwasserleitern, also Messstellen mit relativ geringem Grundwasseralter.

Veränderungen des grundwasserbürtigen Abflusses

Der mittels des Kille-Verfahrens bestimmte grundwasserbürtige Abfluss zeigt an den untersuchten Pegeln in vielen Fällen vergleichbare zeitliche Muster der Veränderung wie die Grundwasserstände und Quellschüttungen. Dies gilt insbesondere für Bayern und Rheinland-Pfalz, in abgeschwächtem Maße auch für Baden-Württemberg. So ist z. B. Anfang der 1980er Jahre eine großräumig auftretende Phase verstärkter Grundwasserneubildung zu beobachten. Dies wird besonders deutlich in Rheinland-Pfalz, gilt aber auch für Bayern und Baden-Württemberg. Phasen verringerter Grundwasserneubildung sind tendenziell die 1940er bis 1960er Jahre in Bayern und die 1990er Jahre in Rheinland-Pfalz. Bezogen auf Rheinland-Pfalz muss dabei beachtet werden, dass dort vor 1960 keine Messdaten vorliegen.



Bi- und multivariate Untersuchungen, Prognosemodell

Sämtliche in der Studie betrachteten exogenen Variablen korrelieren signifikant mit den Grundwasserständen und Quellschüttungen. Die sich bei der multivariaten Betrachtung herauskristallisierenden statistischen Beziehungen zwischen einzelnen Variablen wurden genutzt, um stochastische Prognosemodelle mit instationärer Komponente (SARIMAX-Modelle) zu entwickeln. Die Modelle wurden exemplarisch für 12 Grundwassermessstellen aufgestellt. Dabei hat sich gezeigt, dass die Modelle die stochastischen Eigenschaften der gemessenen Daten zutreffend nachbilden können. Dies betrifft insbesondere auch die messstellenspezifischen zeitlichen Verschiebungen zwischen Niederschlag bzw. Wasserdargebot und Grundwasserneubildung. Eine physikalisch begründete Ursache-Wirkungs-Beziehung kann alleine aufgrund dieser statistischen Zusammenhänge jedoch nicht abgeleitet werden.

Schlussfolgerungen für das wasserwirtschaftliche Handeln

Die vorliegenden Ergebnisse zum Langzeitverhalten von Grundwasserständen und Quellschüttungen zeigen z. T. deutliche Veränderungen, die auch als regionale Folge des Klimawandels mit seinen Auswirkungen auf Temperatur- und Niederschlag zu interpretieren sind.

Die deutlichsten Änderungen lassen sich im mittleren Jahresgang beobachten. Die jährlichen Maxima der Grundwasserstände und Quellschüttungen treten (v. a. in Bayern) zunehmend früher im Jahr auf, oft verbunden mit einer Vergrößerung der Jahresamplitude. Setzt sich dieser Trend fort, können die nutzbaren Grundwasservorräte und damit auch die Wassergewinnungsanlagen mit kleinen Einzugsgebieten im Sommer stärker als bisher beeinträchtigt werden. Dies wird insbesondere dann der Fall sein, wenn Phasen hohen Wasserbedarfs auf zunehmend niedrigere Grundwasserstände und Quellschüttungen treffen.

Die beobachtete Verschiebung des Niederschlags aus dem Sommer- in das Winterhalbjahr kommt teilweise der Grundwasserneubildung zugute, da die Verdunstung im Winter wesentlich geringer ist. Das könnte zukünftig allerdings auch zu verstärkter Auswaschung von Stoffen (insbesondere Nitrat) in das Grundwasser und damit zu einer Beeinträchtigung der Grundwasserbeschaffenheit führen. Die beschriebenen Veränderungen der Saisonalität sind auch deshalb besonders bedeutsam, weil sie möglicherweise weniger von kurzfristig wirkenden, anthropogenen Eingriffen gestört werden und daher tatsächlich als Anzeichen für ein signifikantes Klimasignal in den Zeitreihen betrachtet werden können.

Die eingesetzten komplexen statistischen Auswerteverfahren zeigen im Ergebnis, dass Veränderungen in den exogenen Variablen, Korrelationsuntersuchungen oder Trendberechnungen meist für den jeweiligen Messstellenstandort ein plausibles Bild ergeben. Häufig lassen sich jedoch regionale Muster oder klare Zusammenhänge mit hydrogeologischen Verhältnissen nur schwer oder gar nicht erkennen. Eine Übertragung der Ergebnisse auf regionale oder großräumige Betrachtungsräume ist deshalb bisher nur sehr eingeschränkt möglich. Daraus ergibt sich die fachliche Notwendigkeit, konkrete kleinräumige Fragestellungen jeweils als eigenständige Fallstudie zu bearbeiten. Die vorliegenden Auswertungen liefern dazu eine wichtige Grundlage, um die Veränderungen im Grundwasserbereich besser beurteilen zu können. Dabei zeigt sich, dass insbesondere das Ergebnis von Trendbetrachtungen stark von der Länge der Zeitreihen abhängig ist. Je länger die Zeitreihe, desto mehr Information enthält sie. Daher sollten existierende lange Zeitreihen unbedingt weiter fortgeschrieben werden, um die Datengrundlage zumindest im heutigen Umfang zu erhalten. Dies dient nicht nur der Abbildung vorhandener Variabilität und ggf. auftretender Anomalien, sondern auch der notwendigen Eichung (Kalibrierung) und Überprüfung (Validierung) von Grundwasserströmungs- und Wasserhaushaltsmodellen.

Auch in Zukunft wird ein ausreichend dichtes und langfristig angelegtes Monitoringmessnetz zur Beobachtung der Entwicklung des Klimas und der Wasserhaushaltskomponenten notwendig sein, um der räumlichen Heterogenität und zeitlichen Instationarität der davon beeinflussten Grundwasserverhältnisse gerecht zu werden. Die Einbeziehung in das langfristige Klimamonitoring des Vorhabens KLIWA wird daher als erforderlich angesehen.

1 Veranlassung und Ziel

Grundwasser ist unterirdisches Wasser, das die Poren, Klüfte und andere Hohlräume im Boden oder Gestein zusammenhängend ausfüllt. Es wird gespeist durch versickerndes Niederschlagswasser und infiltrierendes Oberflächenwasser. Grundwasser tritt an der Erdoberfläche an Quellen aus oder infiltriert über die Bodenpassage der Ufer und Gewässersohlen in die Fließgewässer bzw. in die oberirdischen Standgewässer. In niederschlagsfreien Zeiten werden die Oberflächengewässer im Wesentlichen aus dem Grundwasser gespeist.

Derzeit werden im Süden Deutschlands etwa 80 bis 90 Prozent des Trinkwassers aus Grundwasser gewonnen. Kenntnisse zum Langzeitverhalten von Grundwasserständen und Quellschüttungen sind daher von großer Bedeutung für eine nachhaltige Bewirtschaftung der Grundwasserressourcen.

Im Rahmen des Kooperationsvorhabens KLIWA („Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft“) zwischen dem Deutschen Wetterdienst und den Ländern Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz wurden umfangreiche statistische Untersuchungen zum Langzeitverhalten von Grundwasserständen und Quellschüttungen sowie des grundwasserbürtigen Abflusses durchgeführt. Die Bearbeitung des Projekts erfolgte durch das IAWG Ottobrunn („Ingenieurhydrologie, Angewandte Wasserwirtschaft und Geoinformatik“).

Als Datengrundlagen stehen lange Messreihen von 83 Grundwassermessstellen und 44 Quellen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz sowie 96 Abflusspegeln zur Verfügung. Darüber hinaus werden Beziehungen des Langzeitverhaltens zu exogenen Variablen, nämlich den Klimakenngrößen Lufttemperatur, Niederschlag und Wasserdargebot¹, Luftfeuchtigkeit, Windgeschwindigkeit, Sonnenscheindauer und den weiteren Variablen NAO-Index und Sonnenfleckenanzahl untersucht.

Sowohl die Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen als auch die jeweils zugeordneten Klimazeitreihen werden zunächst univariat im Hinblick auf lokale oder abschnittsweise lineare Trends, auf großskalige Periodizitäten oberhalb der Jahresschwingung sowie auf Phasenverschiebungen im Jahresgang analysiert. Mittels bi- und multivariater Betrachtungen wird dann untersucht, inwieweit die in den Grundwasserstands- und Quellschüttungsdaten aufgedeckten Instationaritäten anhand der Klimavariablen erklärbar sind. Die Erkenntnisse werden zum Aufbau stochastischer Grundwassermodelle genutzt. Als statistische Methoden kommen dabei zahlreiche, zum Teil relativ neue Ansätze zum Einsatz, so unter anderem kontinuierliche Waveletanalysen, instationäre Wahrscheinlichkeitsanalysen, auf dem Mann-Kendall-Test aufsetzende Trenddreiecke, zirkularlineare, trigonometrische und lokal gewichtete Regressionen, Kreuzkorrelationsanalysen sowie Clusteranalysen.

In dem vorliegenden Bericht werden zunächst die zugrunde liegenden Daten und deren Aufbereitung beschrieben (Abschnitt 2) und die angewandten statistischen Verfahren erläutert (Abschnitt 3). Da hier teilweise komplexe Verfahren angewandt werden, beschränkt sich deren Beschreibung auf wesentliche Kernpunkte unter Vernachlässigung von Details. In Abschnitt 4 werden Vorgehensweisen und Ergebnisse im Hinblick auf die Veränderungen der exogenen Variablen, der Grundwasserstands- und Quellschüttungsreihen und des grundwasserbürtigen Abflusses dargestellt. Im abschließenden Abschnitt 5 werden die Ergebnisse der Studie zusammenfassend bewertet.

¹ Als Wasserdargebot wird im weiteren Verlauf die Gesamtmenge des aus der Schneedecke abfließenden (oder versickernden) Wassers bezeichnet. Diese setzt sich zusammen aus der eigentlichen Schmelzwasserabgabe der Schneedecke zuzüglich dem nicht in der Schneedecke zwischengespeicherten Anteil des flüssigen Niederschlags. Als Synonym für „Wasserdargebot“ wird an anderer Stelle z.T. auch der Begriff „Niederschlagsdargebot“ verwendet.



2 Datenbasis und Datenaufbereitung

Die Datenbasis für die statistischen Untersuchungen bilden in erster Linie Zeitreihen von Grundwasserständen, Quellschüttungen und Niedrigwasserabflüssen an ausgewählten hydrologischen Messstellen. Weiterhin werden Klimadaten und weitere exogene Zeitreihen sowie Daten zur Hydrogeologie an den Messstellen herangezogen, um das Langzeitverhalten der hydrologischen Reihen zu charakterisieren.

2.1 Hydrologische Daten

2.1.1 Übersicht

Grundlage für die Auswertungen zum Langzeitverhalten von Grundwasserständen und Quellschüttungen sind lange Zeitreihen von insgesamt 127 möglichst wenig anthropogen beeinflussten Messstellen in Baden-Württemberg (BW), Bayern (BY) und Rheinland-Pfalz (RP). Daneben wurden 96 Pegel im Hinblick auf den grundwasserbürtigen Abfluss (Basisabfluss) ausgewertet. Eine Übersicht der im Projekt zur Verfügung stehenden Messstellen mit hydrologischen Zeitreihen zeigt Tabelle 2.1.

Tabelle 2.1: Übersicht über zur Verfügung stehende Messstellen für hydrologische Variablen.

Datenart	BW	BY	RP	Σ	Auflösung, Zeitraum	Datenherkunft
Grundwasserstand	11	52	20	83	Tages- oder Wochenwerte, max. Zeitraum 1913-2007	Bayerischen Landesamt für Umwelt, Landesanstalt für Umwelt, Messungen und Naturschutz Baden- Württemberg, Landesamt für Umwelt, Wasserwirtschaft und Gewerbeaufsicht Rheinland-Pfalz
Quellschüttung	20	12	12	44		
Abfluss	31	40	25	96	Tageswerte, max. Zeitraum 1913-2007	
Anzahl Messstellen	62	104	57	223		

Die in einigen Messreihen auftretenden Datenfehler wurden anhand grafischer Darstellungen (Zeitreihenplots, Box-Whisker-Plots) identifiziert und in Absprache mit den Landesbehörden bereinigt.

2.1.2 Grundwasserstand und Quellschüttung, Lage der Messstellen und Datenaufbereitung

Die Lage der verwendeten hydrologischen Messstellen ist in Abbildung 2.1 dargestellt. In Baden-Württemberg fällt die räumliche Ungleichverteilung der Grundwassermessstellen und in Bayern vor allem die Konzentration von Quellschüttungsmessstellen im Norden des Landes auf, die auf die jeweiligen hydrogeologischen Verhältnisse (Poren- oder Klüftgestein) zurückzuführen sind.

Die Grundwasserstands- und Quellschüttungsdaten aus Baden-Württemberg und Rheinland-Pfalz liegen meist als Wochenwerte vor, die gelegentlich durch Fehlwerte-Phasen unterbrochen sind. Die Messreihen aus Bayern haben eine höhere zeitliche Auflösung.

Für einige der in den nachfolgenden Abschnitten erläuterten statistischen Verfahren wird eine strenge zeitliche Äquidistanz der Daten vorausgesetzt. Um dies zu gewährleisten, wurden die Daten gegebenenfalls reduziert oder kleine Datenlücken per Interpolation geschlossen. Als Interpolationsverfahren wurde neben der linearen Interpolation auch die eindimensionale Akima-Interpolation geprüft, die auf lokal wirksamen kubischen Splines basiert (Akima 1970).

Nach visuellem Vergleich der Ergebnisse beider Verfahren wurde schließlich die einfache lineare Interpolation angewendet. Abbildung 2.2 zeigt das Ergebnis der Interpolationsverfahren am Beispiel eines Ausschnitts der Datenreihe der Messstelle 100/307-1.

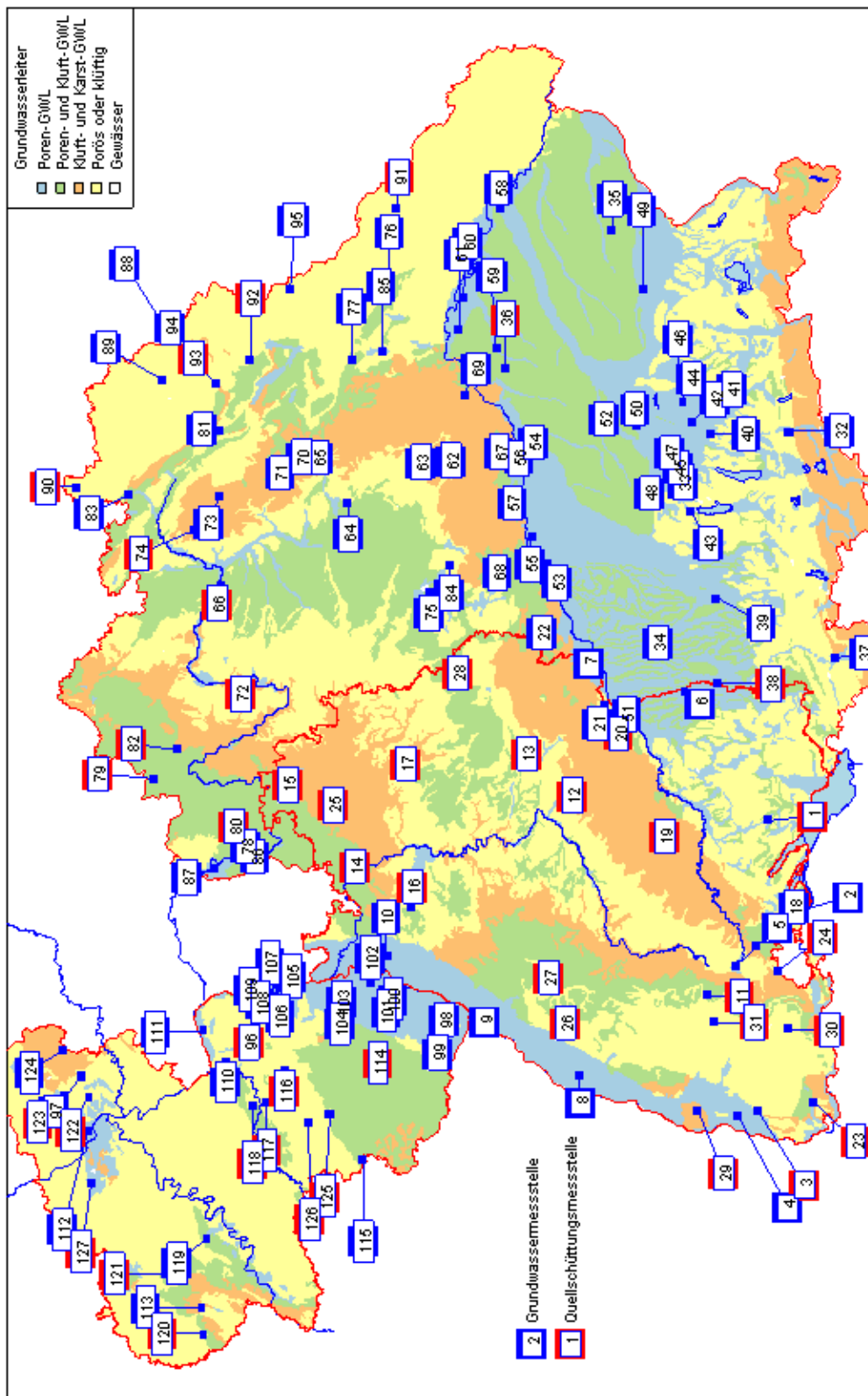


Abbildung 2.1: Verteilung der Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen. Die Nummern entsprechen der laufenden Nummer in Tabelle 2.5.



Die Interpolation wird auf alle Grundwasserstands- und Quellschüttungsdaten angewendet und nur dann durchgeführt, wenn aufeinander folgende Messwerte nicht mehr als 35 Tage auseinander liegen. Größere Lücken werden nicht geschlossen. Es werden generell streng äquidistante „Montagsdaten“ erzeugt. Bezogen auf die bayerischen Daten bedeutet dies, dass in der Regel eine Ausdünnung zu Montagsdaten erfolgt.

Einige zeitreihenanalytischen Verfahren (Spektralanalysen, Waveletanalysen, Korrelationsfunktionen) werden jeweils auf den längsten, lückenfrei zusammenhängenden Zeitabschnitt mit äquidistanten Daten angewendet. Alle anderen statistischen Verfahren arbeiten mit den originären, nicht-äquidistanten Daten.

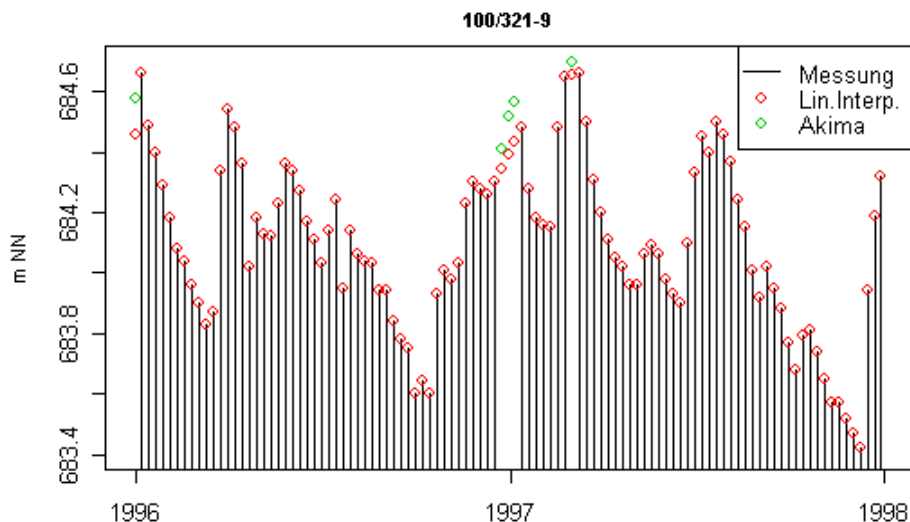


Abbildung 2.2:
Schließen kleiner
Datenlücken und
Herstellen von
Äquidistanz
durch Interpolation.

2.1.3 Grundwasserbürtiger Abfluss, Lage der Pegel und Datenaufbereitung

Für die Abschätzung des grundwasserbürtigen Abflusses wird das Kille-Verfahren eingesetzt, für dessen Anwendung Abflusszeitreihen benötigt werden. Abbildung 2.3 zeigt die räumliche Verteilung der dazu zur Verfügung stehenden Pegel.

Das Kille-Verfahren (Kille 1970, Geyh / Struck 2001) beruht auf der Annahme, dass die mittlere vieljährige Grundwasserneubildung mit dem mittleren vieljährigen Grundwasserabfluss A_u gleichgesetzt und dieser wiederum anhand des monatlichen Niedrigwasserabflusses abgeleitet werden kann. Dazu werden die monatlichen Niedrigwasserabflüsse der Größe nach geordnet und entsprechend ihrer Ränge aufgetragen. Durch den quasilinearen Teil der aufsteigend sortierten Abflüsse wird eine Gerade gelegt und zum Anfang und Ende der Verteilung hin verlängert. Der für den betrachteten Gesamtzeitraum gültige, mittlere grundwasserbürtige Abfluss A_u wird dann aus dieser angepassten Geraden abgeleitet.

Um den quasilinearen Teil zu bestimmen, wurde nach Betrachtung einer größeren Anzahl verschiedener Pegel festgelegt, dass einheitlich das 20%- und das 70%-Quantil der monatlichen Niedrigwasserabflüsse als Grenzen des quasilinearen Teils verwendet wird.

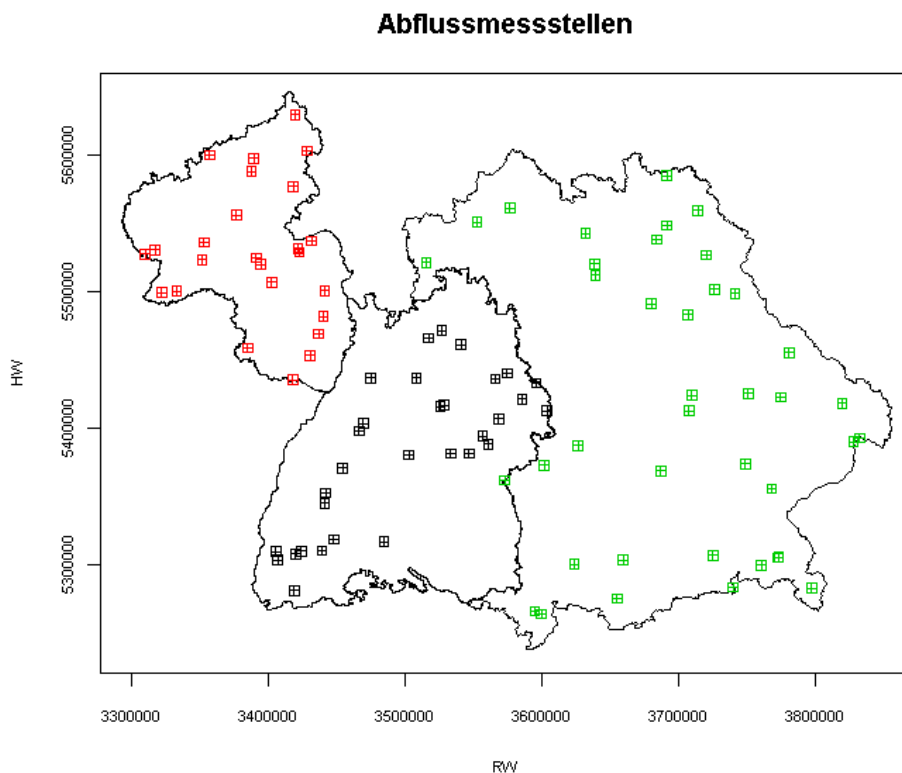


Abbildung 2.3:
Verteilung der Pegel-
standorte im Unter-
suchungsgebiet.

Um Veränderungen des vieljährigen grundwasserbürtigen Abflusses abzuleiten, wird die Gesamtzeitreihe in gleitende Elfjahreszeiträume aufgeteilt und für jeden dieser n_z Zeiträume ein mittlerer grundwasserbürtiger Abfluss Au_j , $j=1, \dots, n_z$, berechnet (Abbildung 2.4). Auf diese Weise resultiert eine neue Zeitreihe mittlerer grundwasserbürtiger Abflüsse für Elfjahreszeiträume. Dabei werden die Einzelwerte dem sechsten Jahr der jeweiligen Periode zugeordnet, also zum Beispiel der mittlere grundwasserbürtige Abfluss für den Zeitraum 1980 bis 1990 dem Bezugsjahr 1985. Die Berechnung für einen Elfjahreszeitraum erfolgt nur, wenn innerhalb des Zeitraumes keine Fehlwerte auftreten. Die Länge des Zeitraums (5 Jahre vor und 5 Jahre nach dem jeweiligen Bezugsjahr) wurde gewählt, um eine ausreichend große Datenmenge im quasilinearen Teil der Verteilung sicherzustellen; sie wurde unabhängig von vermuteten bzw. während der Bearbeitung festgestellten Periodizitäten in anderen Zeitreihen festgelegt.

Um die Ergebnisse für unterschiedliche Pegel vergleichbar zu machen, werden neben den jeweiligen Absolutwerten von Au_j (in mm/a) für den Elfjahreszeitabschnitt j auch die prozentualen Abweichungen P_j zum jeweiligen Mittelwert AU ermittelt, wobei AU als arithmetisches Mittel aller n_z verfügbaren Elfjahreswerte berechnet wird:

$$AU = \sum_{j=1}^{n_z} Au_j / n_z$$
$$P_j = (Au_j - AU) / AU \cdot 100$$

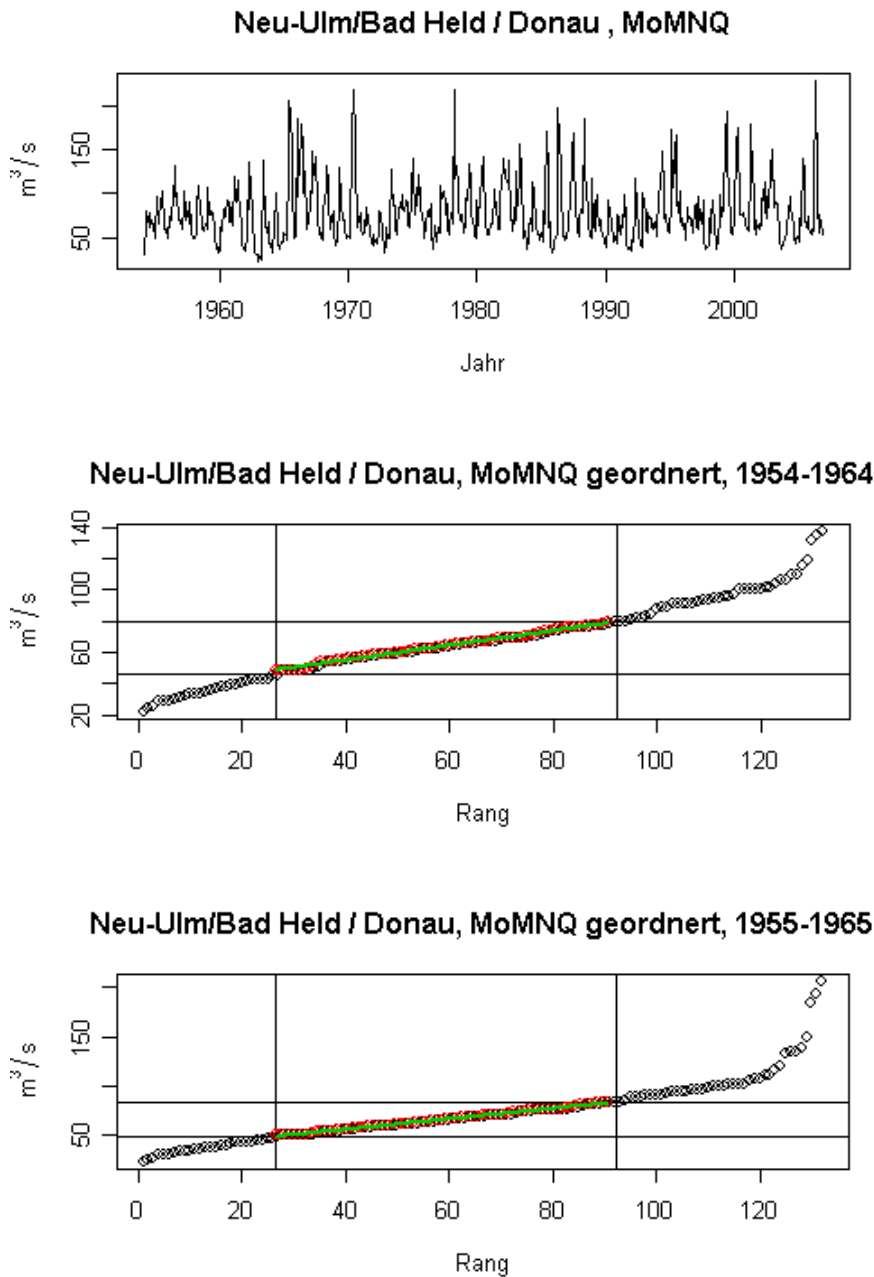


Abbildung 2.4: Prinzipiendarstellung zum Kille-Verfahren am Beispiel des Pegels Neu-Ulm/Donau. Anhand der täglichen Abflusszeitreihen werden zunächst die MoMNQ ermittelt (oben); im mittleren und unteren Teil der Darstellung werden die aufsteigend sortierten MoMNQ-Werte sowie eine an den Bereich zwischen dem 20 %- und 70 %-Quantil angepasste Regressionsgerade (grün) dargestellt. Dabei bezieht sich die mittlere Darstellung auf den Elfjahreszeitraum 1954–1964 und die untere auf den Zeitraum 1955–1965.

2.2 Klimadaten als exogene Variablen

2.2.1 Übersicht

Tabelle 2.2 zeigt eine Übersicht über die zur Verfügung stehenden meteorologischen Daten.

Um korrelative Betrachtungen zwischen den hydrologischen Zeitreihen und den meteorologischen Zeitreihen möglich zu machen, werden letztere wie folgt aufbereitet:

- Aggregierung zu Wochenwerten,
- Räumliche Interpolation auf die Koordinaten der 127 Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen, so dass im Ergebnis lagegleiche Zeitreihen der Klimaelemente und der Grundwasserstands- und Quellschüttungsdaten vorliegen.

Die gewählte Interpolation ist dabei abhängig vom betrachteten Klimaelement.

Tabelle 2.2: Raum- und zeitbezogene meteorologische Daten.

Datenart	Auflösung	Datenherkunft
Klimadaten	601 Stationen, Tageswerte, max. Zeitraum 1931–2008, Variablen Lufttemperatur, Windgeschwindigkeit, Rel. Luftfeuchte, Sonnenscheindauer	Deutscher Wetterdienst (DWD)
Niederschlagsdaten	1-km-REGNIE-Raster, Tagessummen 1931–2007	Deutscher Wetterdienst (DWD)
Wasseräquivalente	insgesamt 273 Messstellen, gemessen und zum Teil mit SNOW-K berechnet	Deutscher Wetterdienst (DWD)

2.2.2 Stationsdaten

Die Klimazeitreihen liegen für 601 Messstellen im Untersuchungsraum über unterschiedliche Beobachtungszeiträume vor. Ordnet man diese nach der Länge der Verfügbarkeit und trägt sie gegen den jeweiligen Verfügbarkeitszeitraum auf, so ergibt sich das in Abbildung 2.5 dargestellte Bild.

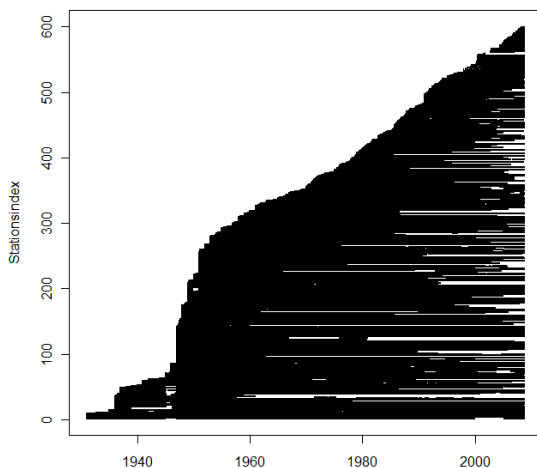


Abbildung 2.5: Datenverfügbarkeitszeiträume der 601 Klimazeitreihen.

Die räumliche Referenz der Klimadaten sind geographische Längen und Breiten. Bei der weiteren Aufbereitung der Klimadaten werden Höhendaten benötigt. Als Höhenmodell wird dazu das allgemein verfügbare SRTM-Höhenmodell mit einer Rasterweite von 90 m verwendet. Es fallen dann insgesamt folgende Aufbereitungsschritte an:

- Aggregation des SRTM-Höhenmodells auf ein 1-km-Raster und Projektion in das Gauß-Krüger-System,
- Projektion der Koordinaten der Klimamessstellen in das Gauß-Krüger-System,
- Räumliche Interpolation der Tageswerte auf ein 1-km-Gitter,
- Aggregation der Tageswertzeitreihen durch Mittelwertbildung zu Wochenwerten.

Abbildung 2.6 zeigt das für den Untersuchungsraum zusammengeführte, umprojizierte und aggregierte Höhenmodell zusammen mit den umprojizierten Klimamessstellen.

Im Zuge des sprunghaften Anstiegs der Anzahl der DWD-Stationen in den 1950er Jahren hat sich eine Veränderung ihrer räumlichen Verteilungsstruktur ergeben. Möglicherweise führt diese Erweiterung auch zu Inkonsistenzen bei der Betrachtung der Trends und der Korrelationen in diesem Zeitfenster (siehe z. B. die Trenddreiecke in Abbildung 4.14).



Für die räumliche Interpolation der Tageswerte der Lufttemperatur auf die Koordinaten der Grundwassermessstellen wurden mehrere Ansätze hinsichtlich ihrer Anwendbarkeit untersucht:

- Inverse Distance Interpolation (IDW),
- Ordinary Kriging (ORD KRIG),
- External Drift Kriging (ETR KRIG), wobei die Geländehöhe als Driftvariable verwendet wird.

Der External-Drift-Kriging-Ansatz erzeugt eine bessere räumliche Differenzierung als die anderen Ansätze, daher wird er für die Interpolation der Lufttemperaturen zugrunde gelegt.

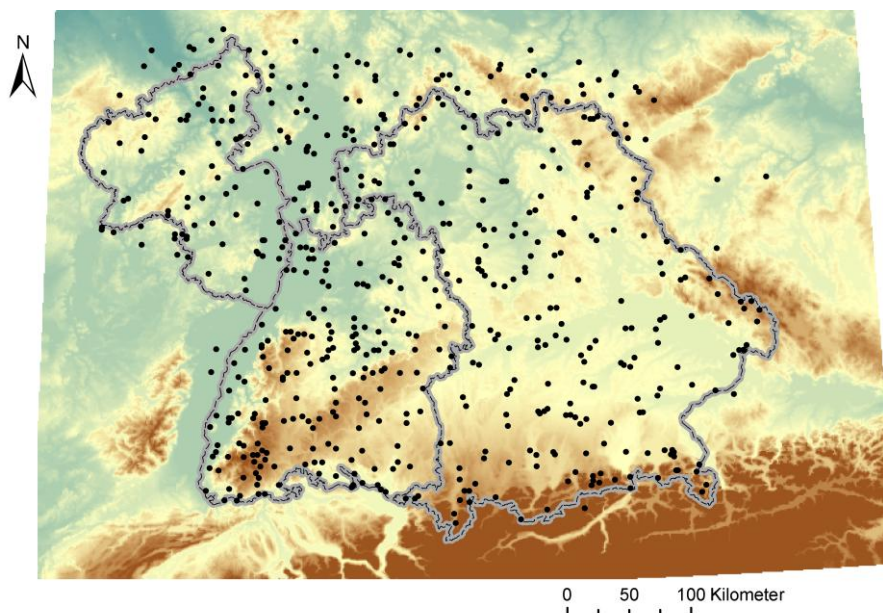


Abbildung 2.6:
SRTM-Höhenmodell, aggregiert auf 1 km und Klimamessstellen, gemeinsam georeferenziert.

2.2.3 REGNIE-Niederschlag

Bei den REGNIE-Daten des DWD handelt es sich um einen raum- und zeitbezogenen Datensatz. Benötigt werden die REGNIE-Daten an den Stellen, an denen sich die Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen befinden. Dazu sind folgende Schritte erforderlich:

- Projektion des REGNIE-Datensatzes in das Gauß-Krüger-System,
- Ermittlung der Rasterzellen, die der Lage der Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen entsprechen,
- Extraktion der REGNIE-Zeitreihen an diesen Positionen,
- Aggregation der Tageswertzeitreihen durch Summenbildung zu Wochenwerten.

2.2.4 Wasserdargebot aus Schneemodellierung

Wie der Tabelle 2.2 zu entnehmen ist, liegen gemessene und berechnete Wasseräquivalente für insgesamt 273 Stationen vor. Berechnete Wasseräquivalente wurden seitens des DWD mit dem Schneemodell SNOW-K ermittelt.

Die DWD-Daten zur Wasserabgabe aus Schnee liegen nur stationsbezogen vor, wobei die Zeitreihen – anders als die längsten hydrologischen Zeitreihen – nicht vor 1961 beginnen. Aus diesem Grund wird die Wasserabgabe aus Schnee für die Langzeituntersuchungen durch Modellierung ermittelt, wobei die Schneekomponente des USGS-Modells INFIL3.0 (Hevesi et al. 2002, USGS 2008) angewendet wird.

Kurzbeschreibung des verwendeten Schneemodells

In diesem Modell wird der Schneeschmelzprozess konzeptionell in Tagesschritten und räumlich hochaufgelöst auf Gridzellen von 1 × 1 Kilometer abgebildet. Zur Anwendung des Modells sind neben den täglichen Niederschlagsdaten auch tägliche Minima und Maxima der Lufttemperatur erforderlich.

Methodisch handelt es sich bei dem Schneemodell im Kern um einen Temperaturindex-Ansatz mit expliziter Modellierung von Akkumulations- und Sublimationsprozessen. Für eine detaillierte Beschreibung des Schneemodells sei auf USGS (2008) verwiesen.

Dieses Modell wurde für die Zwecke des KLIWA-Projekts erweitert (siehe digitaler Anhang).

Kalibrierung, Validierung und Vergleich mit dem DWD-Modell

Die Kalibrierung erfolgte über den Zeitraum 1988 bis 1997. Die darauf folgende Validierungsrechnung wurde über den Zeitraum 1997 bis 2006 durchgeführt. Die berechneten Wasseräquivalente wurden sowohl mit den im gleichen Zeitraum gemessenen als auch mit den mittels SNOW-K modellierten verglichen.

Das Ergebnis in Form von Nash-Sutcliffe-Koeffizienten zeigt Tabelle 2.3. In Abbildung 2.7 wird dargestellt, für welche der hier betrachteten Messstellen das Modell SNOW-K bzw. das hier kalibrierte Schneemodell die jeweils höheren NSC-Werte im Zuge der Validierung liefert.

Insgesamt erkennt man,

- dass bei der Schneemodellierung offensichtlich generell nicht die Größenordnungen von NSC-Werten erreicht werden können, die beispielsweise bei einer Wasserhaushaltsmodellierung bezogen auf Abflusswerte möglich sind;
- dass SNOW-K beim Vergleich zwar etwas besser abschneidet, aber die vom hier kalibrierten Modell erreichten Werte in vergleichbaren Größenordnungen liegen.

Da die mit SNOW-K berechneten Werte nicht in der Fläche vorliegen und erst ab 1961 verfügbar sind, wird die Schneemodellierung mit dem von IAWG modifizierten Modell auf der Grundlage der optimierten Parameter über den gesamten Zeitraum der Verfügbarkeit der REGNIE-Daten in Tagesschrittweite durchgeführt. Die so für die Standorte der Grundwassermessstellen und Quellen ermittelten, täglichen Gesamtwassermengen aus Regen und geschmolzenem Schnee werden nachfolgend als Wasserdargebot bezeichnet.

Tabelle 2.3: Nash-Sutcliffe-Koeffizienten für IAWG- und SNOW-K-Schneemodell, Validierung.

Modell	Anzahl Stationen	Anteil Stationen mit NSC >0	Mittelwert NSC für NSC>0
IAWG	150	54 %	0.41
SNOW-K	150	42 %	0.50

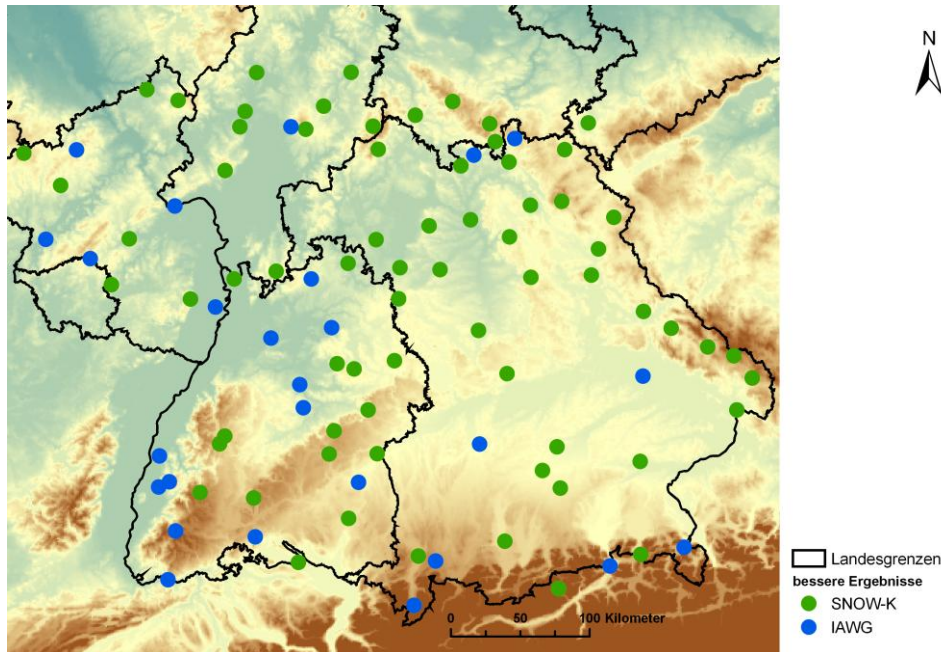


Abbildung 2.7:
Ergebnis der
Validierung
anhand der
Nash-Sutcliffe-
Koeffizienten für
SNOW-K und
das kalibrierte
Schneemodell.

2.3 Weitere exogene Zeitreihen mit ausgeprägten Periodizitäten

2.3.1 Übersicht

Tabelle 2.4 liefert eine Übersicht über weitere verwendete Datenreihen, die sehr groß-räumige Änderungen im Klima oder dessen Antrieb beschreiben und ausgeprägte Periodizitäten aufweisen. Es handelt sich um eine Zeitreihe zur Nordatlantik-Oszillation (NAO) sowie die Zeitreihe der Sonnenfleckenzahl.

Tabelle 2.4: Überregionale Zeitreihen.

Datenart	Auflösung	Datenherkunft
NAO-Daten	1 Zeitreihe, Monatswerte Zeitraum 1824-2008	Climatic Research Unit (CRU) http://www.cru.uea.ac.uk/cru/data/nao.htm sowie http://www.cru.uea.ac.uk/~timo/projpages/nao_update.htm
Sonnenflecken	1 Zeitreihe, Monatswerte Zeitraum 1749-2008	National Geophysical Data Center (NGDC) http://www.ngdc.noaa.gov/stp/SOLAR/ftpsunspotnumber.html

2.3.2 Nordatlantische Oszillation (NAO)

Der die Nordatlantische Oszillation beschreibende NAO-Index wird in der Regel ermittelt als Differenz der Luftdruck-Anomalien zwischen den Azoren und Island. Der Index ist damit ein Maß für die Stärke der Westwinddrift auf dem Nordatlantik, die für das Klima in Europa, besonders im Winter, entscheidend ist. Bei einem positiven NAO-Index sind sowohl das Azorenhoch als auch das Islandtief gut ausgebildet. Dies führt in den meisten Fällen zu einer starken Westdrift, die milde und feuchte Luft und mitunter auch Stürme nach Europa führt. Bei negativem NAO-Index besteht ein schwacher oder gar umgekehrter Luftdruckgradient zwischen den Azoren und Island. Die Westdrift schwächt sich ab oder verlagert sich südwärts und häufige Kaltlufteinbrüche aus Nordosten führen in Mitteleuropa zu kalten Wintern.

Der NAO-Index weist deutliche Periodizitäten auf. Am bekanntesten sind die kurzfristigen Schwankungen im Bereich von zwei bis fünf Jahren. Darüber hinaus werden auch überlagerte periodische Schwankungen mit einem Rhythmus von 12-15 Jahren („dekadische Oszillation“) und etwa 70 Jahren („Atlantische Multidekaden-Oszillation“) beschrieben.

Abbildung 2.8 zeigt den NAO-Index basierend auf Daten der Climatic Research Unit. Eine Aufbereitung ist nur im Hinblick auf die zeitliche Auflösung erforderlich.

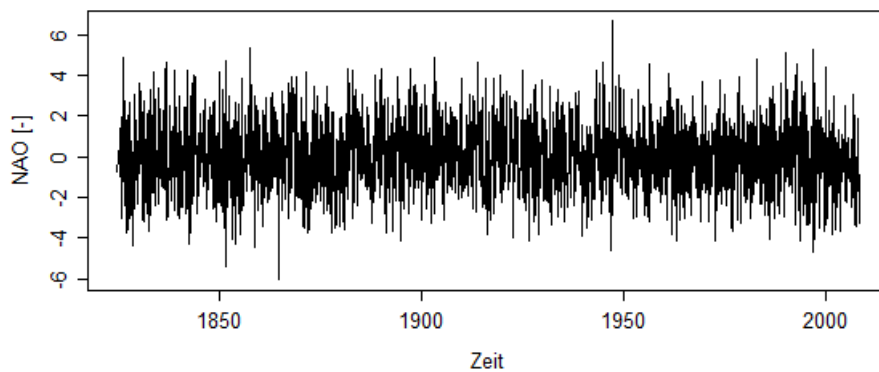


Abbildung 2.8:
Zeitreihe des NAO-
Index nach Daten der
Climatic Research
Unit.

2.3.3 Sonnenflecken

Sonnenflecken sind dunkle, im Verhältnis zur Umgebung kühlere Stellen von in der Regel zumindest 1000 km² Ausdehnung auf der Sonnenoberfläche, die durch das sich ständig verändernde solare Magnetfeld erzeugt werden. Ihre Zahl und Größe ist ein einfaches Maß für die Sonnenaktivität.

Die Häufigkeit der Sonnenflecken unterliegt einer deutlichen Periodizität von durchschnittlich etwa 11 Jahren, wobei aber auch Zyklen von 9 bis 14 Jahren Dauer auftreten. Auch der Verlauf des Zyklus ist nicht konstant. Neben der elfjährigen Periodizität unterliegt die Sonne auch längerfristigen Schwankungen der Aktivität. So hat sich zum Beispiel die Sonnenfleckenanzahl in den letzten 150 Jahren um fast 100% erhöht.

Die Bedeutung speziell der längerfristigen Veränderungen der Sonnenaktivität im Hinblick auf die Erhöhung der Globaltemperatur der Erde wird zum Teil kontrovers diskutiert. Allgemein wird davon ausgegangen, dass die bei erhöhter Sonnenaktivität geschätzte Zunahme der Strahlungsintensität zu gering ist, um sich unmittelbar im Witterungs- und Klimageschehen eindeutig bemerkbar zu machen. Diskutiert wird daher zum Teil die Frage nach möglichen positiven Rückkopplungsmechanismen. Allgemein anerkannte Erkenntnisse über derartige Rückkopplungsmechanismen liegen derzeit nicht vor.

Abbildung 2.9 zeigt die hier verwendete Zeitreihe der Sonnenfleckenhäufigkeit seit 1750. Die Daten stammen vom National Geophysical Data Center. Wie bei der NAO-Reihe erfolgt die hier notwendige Aufbereitung lediglich im Hinblick auf die Anpassung der zeitlichen Auflösung.

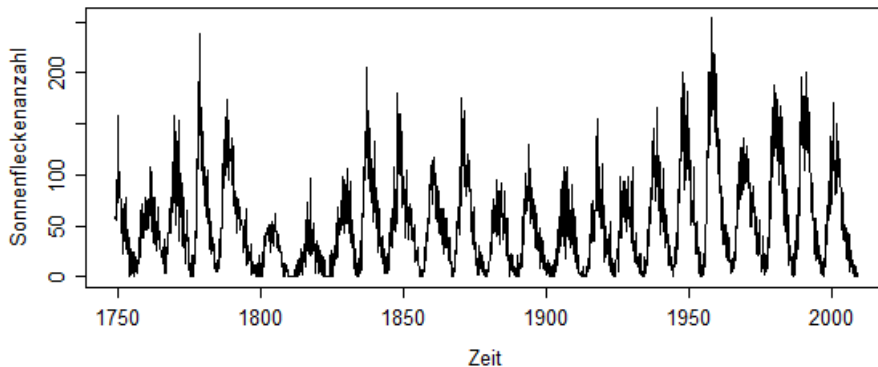


Abbildung 2.9:
Zeitreihe der
Sonnenflecken seit
1750.

2.4 Raumbezogene Daten

Neben den zeitbezogenen Daten wurden länderübergreifend vereinheitlichte Informationen zu den hydrogeologischen Grundwasserlandschaften zur Verfügung gestellt, innerhalb derer sich die jeweiligen Messstellen befinden.

Ergänzend wurden einheitliche hydrogeologische Klassifikationen zur Charakterisierung der Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen abgeleitet. Im Einzelnen handelt es sich um

- Daten zur Art des Hohlraums, bestehend aus vier Klassen, aus der Hydrogeologische Übersichtskarte von Deutschland 1:200.000 (HÜK 200) der Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe (BGR),
- Daten zur Charakterisierung der Durchlässigkeit, bestehend aus neun Klassen, aus der HÜK 200 (BGR), sowie
- Daten zur Schutzfunktion der Grundwasserüberdeckung, bestehend aus drei Klassen, aus Karten der einzelnen Bundesländer.

In allen drei Fällen handelt es sich um kategoriale Datensätze, die in Tabelle 2.5 zusammen mit der Zuordnung zu hydrogeologischen Regionen für alle Messstellen gelistet sind. Die Daten zur Schutzfunktion der Grundwasserüberdeckung liegen nicht allein für die Grundwasserstandsmessstellen sondern auch für die Quellschüttungsmessstellen vor. Zur Kennzeichnung der hydrogeologischen Regionen, die der Atlas Tafel „Hydrogeologische Regionen“ des Hydrologischen Atlas Deutschland (2003) entnommen wurden, werden in der Liste folgende Abkürzungen verwendet:

- Al : Deutsche Alpen und Voralpen
- Fl : Flachland / Lockergesteinslandschaften
- Mf : Mittelgebirge, vorwiegend aufgebaut aus schwach diagenetisch veränderten Festgesteinen
- Mk : Mittelgebirge, vorwiegend aufgebaut aus stark diagenetisch bzw. metamorph veränderten und kristallinen Gesteinen

Die Lage der 127 Messstellen ist in Abbildung 2.1 dargestellt.

Tabelle 2.5: Hydrogeologische Klassifikation der untersuchten Grundwasserstands- (GW) und Quellschüttungsmessstellen (QS).

Nr	Art	Ort	Messstellennummer	Hydrogeologische Unterregion	Region	und	Art des Hohlraums	Durchlässigkeit	Schutzfunktion
1	QS	Heiligenberg	601/571-2	FI Moränenbildungen					2
2	GW	Rielasingen-Worblingen	101/372-4	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	1
3	QS	Ballrechten-Dottingen	600/071-1	FI Talsand- und Schotterflächen					1
4	GW	Bad Krozingen	130/070-4	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
5	GW	Donaueschingen	101/320-1	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
6	GW	Kirchberg an der Iller	109/768-9	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
7	GW	Niederstotzingen	102/814-8	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
8	GW	Willstätt	126/114-5	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
9	GW	Rastatt	115/211-5	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
10	GW	Reilingen	100/307-1	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
11	QS	Villingen-Schwenningen	600/269-2	Mf Feinsandsteine und Tonsteine					3
12	QS	Beuren	600/564-8	Mf Feinsandsteine und Tonsteine					2
13	QS	Ottenbach	600/662-8	Mf Feinsandsteine und Tonsteine					2
14	QS	Neckargerach	602/455-6	Mf Feinsandsteine und Tonsteine					3
15	QS	Külshiem	600/603-0	Mf Feinsandsteine und Tonsteine					3
16	QS	Sinsheim	600/407-7	Mf Gips und gipsführende Gesteine					2
17	QS	Neuenstein	600/607-8	Mf Gips und gipsführende Gesteine					2
18	GW	Geisingen	100/321-9	Mf Kalksteine			K	3-4	3
19	QS	Veringenstadt	601/517-7	Mf Kalksteine					3
20	QS	Blaubeuren	600/665-7	Mf Kalksteine					3
21	GW	Ulm	119/765-9	Mf Kalksteine			K / P	4	1
22	GW	Dischingen	100/863-0	Mf Kalksteine			K / Ka	x	1
23	QS	Steinen	600/073-4	Mf Mergelsteine					3
24	QS	Stühlingen	600/272-0	Mf Mergelsteine					3
25	QS	Buchen (Odenwald)	600/554-9	Mf Mergelsteine					3
26	QS	Sasbachwalden	603/213-4	Mf Sandsteine und Konglomerate					3
27	QS	Forbach	600/263-6	Mf Sandsteine und Konglomerate					3
28	QS	Jagstzell	601/759-1	Mf Sandsteine und Konglomerate					2
29	QS	Bötzingen	600/069-3	Mf Vulkanische Gesteine					2
30	QS	Höchenschwand	600/222-6	Mk Kristalline, stark geklüft. Gesteine					2
31	QS	Furtwangen im Schwarzwald	601/219-3	Mk Kristalline, weniger geklüft. Gesteine					3
32	GW	Wackersberg	25106	AI Grobe Talschotter			P	3-4	3
33	GW	Gilching	16213	FI Beckenablagerungen d. Tertiärzeit			P	1	3
34	GW	Krumbach(Schwaben)	9195	FI Beckenablagerungen d. Tertiärzeit			P	3	2
35	GW	Mitterskirchen	19130	FI Beckenablagerungen d. Tertiärzeit			P	3	2
36	QS	Rohr i.NB	15500	FI Beckenablagerungen d. Tertiärzeit					1
37	GW	Burgberg i.Allgäu	13103	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
38	QS	Buxheim (Schw.)	9500	FI Talsand- und Schotterflächen					3
39	GW	Bad Wörishofen	9157	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
40	GW	Oberhaching	16001	FI Talsand- und Schotterflächen			P	3-4	1
41	GW	Höhenkirchen-Sieg.	16104	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
42	GW	Neubiberg	16103	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
43	GW	Eching a.Ammersee	16121	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
44	GW	Haar	16006	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
45	GW	Germering	16008	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
46	GW	Anzinger Forst	16000	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
47	GW	München	16130	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
48	GW	Maisach	16144	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
49	GW	Ampfing	21121	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
50	GW	Eching (OB)	16119	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
51	GW	Senden	9132	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
52	GW	Kranzberg	16132	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
53	GW	Mertingen	8638	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
54	GW	Manching	11002	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
55	GW	Burgheim	11003	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
56	GW	Ingolstadt	11001	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
57	GW	Buxheim (OB)	11115	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
58	GW	Plattling	7117	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	3
59	GW	Langquaid	15125	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	2
60	GW	Pfatter	20117	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
61	GW	Neutraubling	20111	FI Talsand- und Schotterflächen			P	1	2
62	GW	Kinding	11119	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
63	GW	Mühlhausen	20137	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
64	GW	Nürnberg	17129	Mf Feinsandsteine und Tonsteine			K	3-4	3

GW Grundwasserstand, QS Quellschüttung

Art des Hohlraums: K Kluft, K / Ka Kluft/Karst, K / P Kluft/Poren, P Poren

Durchlässigkeit: 1 hoch, 2 mittel, 3 mäßig, 4 gering, 5 sehr gering, 6 äußerst gering, x stark variabel

Schutzfunktion der Grundwasserüberdeckung: 1 hoch, 2 mittel, 3 gering



Nr	Art	Ort	Messstellennummer	Hydrogeologische Unterregion	Region	und	Art des Hohlraums	Durchlässigkeit	Schutzfunktion
65	GW	Pommelsbrunn	17131	Mf Feinsandsteine und Tonsteine			P	2	3
66	QS	Viereth-Trunstadt	5503	Mf Feinsandsteine und Tonsteine					3
67	GW	Kösching	11112	Mf Kalksteine			K / Ka	2-3	3
68	GW	Monheim	8166	Mf Kalksteine			P	3-4	1
69	GW	Ihrlerstein	15120	Mf Kalksteine			K / Ka	2-3	3
70	GW	Hartenstein	17127	Mf Kalksteine			K / Ka	2-3	3
71	GW	Betzenstein	6106	Mf Kalksteine			K / Ka	2-3	3
72	QS	Dettelbach	27503	Mf Kalksteine					2
73	GW	Hollfeld	6127	Mf Kalksteine			K / Ka	2-3	3
74	QS	Scheßlitz	5502	Mf Kalksteine					3
75	GW	Gunzenhausen	3109	Mf Sandsteine und Konglomerate			K	3-4	3
76	GW	Roding	20178	Mf Sandsteine und Konglomerate			K / P	3-4	3
77	GW	Fensterbach	2118	Mf Sandsteine und Konglomerate			K / P	3-4	2
78	GW	Elsenfeld	4141	Mf Sandsteine und Konglomerate			K	4	2
79	QS	Mittelsinn	27500	Mf Sandsteine und Konglomerate					3
80	QS	Heimbuchenthal	4501	Mf Sandsteine und Konglomerate					3
81	GW	Weidenberg	6133	Mf Sandsteine und Konglomerate			K	4	2
82	QS	Gräfendorf	27501	Mf Sandsteine und Konglomerate					2
83	GW	Kronach	10126	Mf Sandsteine und Konglomerate			K / P	4	3
84	GW	Meinheim	3108	Mf Talfüllungen			P	3-4	3
85	GW	Schwandorf	2105	Mf Talfüllungen			P	2	2
86	GW	Erlenbach a.Main	4005	Mf Talfüllungen			K	4	2
87	GW	Stockstadt a.Main	4108	Mf Talfüllungen			P	2	3
88	GW	Arzberg	6116	Mf Talfüllungen			K	4-6	3
89	GW	Marktleuthen	6112	Mf Talfüllungen			K	4-6	3
90	QS	Ludwigsstadt	10501	Mk Grauwacken und Quarzite					3
91	QS	Hohenwarth	20501	Mk Kristalline, weniger geklüft. Gesteine					3
92	QS	Kirchendemenreuth	24504	Mk Kristalline, weniger geklüft. Gesteine					3
93	QS	Neusorg	24500	Mk Kristalline, weniger geklüft. Gesteine					3
94	GW	Pullenreuth	24116	Mk Kristalline, weniger geklüft. Gesteine			P	3-4	3
95	GW	Waidhaus	24109	Mk Talfüllungen			K	4-6	3
96	QS	Wörrstadt	2549250700	FI Beckenablagerungen d. Tertiärzeit					3
97	GW	Bannberscheid	2589140000	FI Beckenablagerungen d. Tertiärzeit			P	5	1
98	GW	Wörth	2373106100	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
99	GW	Freckenfeld	2375137500	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
100	GW	Schwegenheim	2378120800	FI Talsand- und Schotterflächen			P	3-4	2
101	GW	Böbingen	2378140100	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
102	GW	Speyer	2379139100	FI Talsand- und Schotterflächen			P	3	3
103	GW	Fußgönheim	2391127800	FI Talsand- und Schotterflächen			P	3	3
104	GW	Bad Dürkheim	2391136900	FI Talsand- und Schotterflächen			P	3-4	3
105	GW	Worms	2395154500	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
106	GW	Bechtheim	2395168000	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
107	GW	Eich	2395146500	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
108	GW	Alsheim	2397180400	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
109	GW	Gimbsheim	2395114800	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
110	GW	Grolsheim	2549130000	FI Talsand- und Schotterflächen			P	3	2
111	GW	Heidesheim	2517115000	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
112	GW	Neuwied	2713162300	FI Talsand- und Schotterflächen			P	2	3
113	GW	Rittersdorf	2628150700	Mf Mergelsteine			K	4	2
114	QS	Maikammer	2378210900	Mf Sandsteine und Konglomerate					3
115	GW	Waldmohr	2546109200	Mf Sandsteine und Konglomerate			K / P	2	3
116	QS	Gerbach	2549220100	Mf Sandsteine und Konglomerate					3
117	QS	Odernheim	2546290300	Mf Sandsteine und Konglomerate					2
118	QS	Waldböckelheim	2547250000	Mf Sandsteine und Konglomerate					2
119	GW	Wittlich	2678135000	Mf Sandsteine und Konglomerate			K	3	3
120	QS	Sinspel	2628210200	Mf Sandsteine und Konglomerate					2
121	QS	Densborn	2674260000	Mf Sandsteine und Konglomerate					3
122	QS	Höhr-Grenz.	2712220300	Mk Grauwacken und Quarzite					3
123	QS	Krümmel	2712260000	Mk Junge vulkanische Tuffe					1
124	GW	Westerburg	2587150500	Mk Junge vulkanische Tuffe			P	5	1
125	QS	Eulenbis	2546230200	Mk Kristalline, weniger geklüft. Gesteine					2
126	QS	Wolfstein	2546250600	Mk Kristalline, weniger geklüft. Gesteine					2
127	QS	Wehr	2717280200	Mk Tonschiefer					2

GW Grundwasserstand, QS Quellschüttung

Art des Hohlraums: K Kluff, K / Ka Kluff/Karst, K / P Kluff/Poren, P Poren

Durchlässigkeit: 1 hoch, 2 mittel, 3 mäßig, 4 gering, 5 sehr gering, 6 äußerst gering, x stark variabel

Schutzfunktion der Grundwasserüberdeckung: 1 hoch, 2 mittel, 3 gering

3 Statistische Untersuchungsmethoden

3.1 Vorbemerkung

Instationaritäten in Grundwasserständen und Quellschüttungen werden durch eine Reihe natürlicher und anthropogener Effekte ausgelöst (z.B. Fenelon / Moreo 2002, von Pape 2003), die sich entsprechend ihrer jeweiligen räumlichen und zeitlichen Skalen überlagern und dabei, abhängig von den Speichereigenschaften des geologischen Untergrundes und der Tiefe des betroffenen Grundwasserstockwerks, verzögert und gedämpft werden. Die unterschiedlichen Ursachen von Instationaritäten führen zu sich überlagernden, zyklischen und trendartigen Veränderungen in den Ganglinien, ggf. zeitlich begrenzt durch sprungartige Niveauverschiebungen oder Trendwechsel.

Für Planungsfragen ist es von großer Bedeutung, ob die Veränderungen das mittlere Verhalten von Grundwasserständen und Quellschüttungen betreffen oder ob sich die Extremwerte am unteren oder oberen Rand des Wertebereiches der Daten verändern.

Um etwaige Veränderungen im *mittleren Verhalten der Zeitreihen* zu untersuchen, wenden Shao et al. (1999) einen statistischen Ansatz an, bei dem Sprünge, Knickpunkte, Trends und der Jahreszyklus betrachtet werden. Sprünge und Knickpunkte unterscheiden sich mathematisch darin, dass im Falle des Bruchpunktes (break point) eine Unstetigkeit auftritt, während sich beim Knickpunkt (join point) die Steigung der Geraden unter Wahrung der Stetigkeit (und Verlust der Differenzierbarkeit) verändert (Abbildung 3.1).

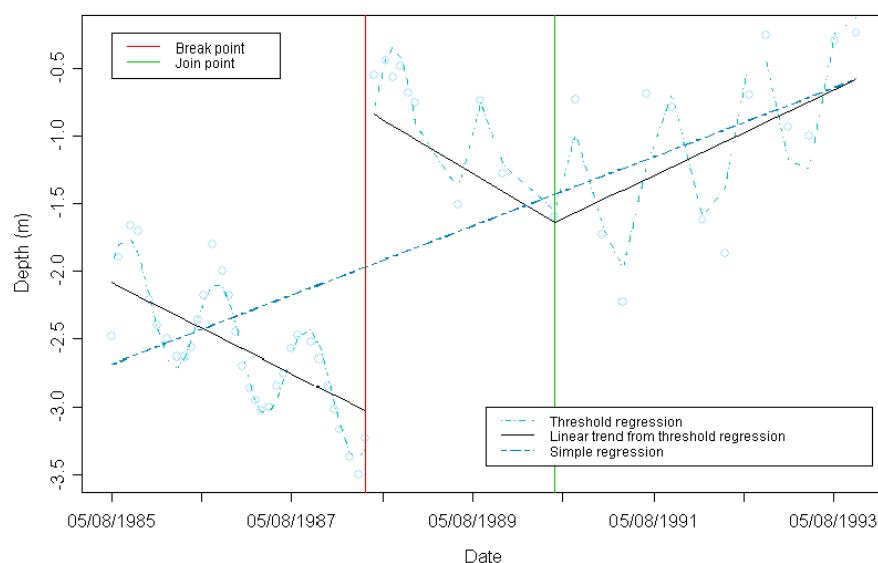


Abbildung 3.1:
Instationaritäten in
einer Grundwasser-
standsganglinie (aus
Shao et al. 1999).

Die hier angewandten statistischen Verfahren zur Suche nach Instationaritäten im mittleren Verhalten der Zeitreihen werden im Abschnitt 3.2 kurz erläutert und im Abschnitt 4 die Untersuchungsergebnisse vorgestellt.

Bei Untersuchungen zu etwaigen Veränderungen von *Extremwerten* muss zunächst definiert werden, welche Extremwerte zu betrachten sind. Abbildung 3.2 zeigt unterscheidbare Kennwerte, die aus den Grundwasserstands- und Quellschüttungsdaten extrahiert werden können. Im Einzelnen handelt es sich um Höchstwerte (HW), Niedrigstwerte (NW), Überschüsse (ÜB) mit zugehöriger Dauer des Auftretens der Überschussphase (DAU) sowie Defizite (DEF) mit zugehörigen Dauern. Dabei lassen sich HW und NW in Form jährlicher Serien (j) ermitteln (also Jahreshöchstwerte bzw. Jahresniedrigstwerte), DEF und ÜB mit den jeweils zugehörigen Dauern DAU demgegenüber als partielle Serien (p) (also die np größten bzw. kleinsten Werte).

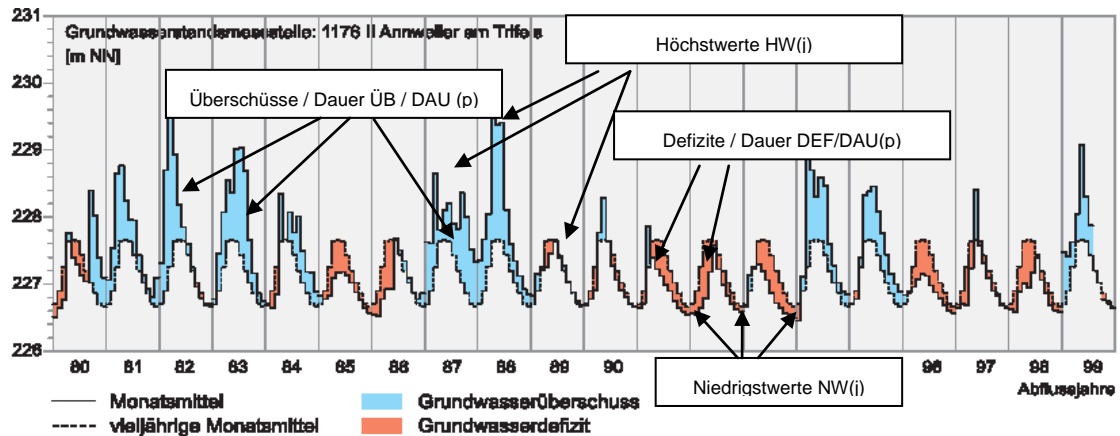


Abbildung 3.2: Definition von Extremwerten, aus Kampf et al. (2001), erweitert.

Die in Abschnitt 3.3 beschriebenen und in Abschnitt 4.3 angewandten Ansätze zur Aufdeckung von Instationaritäten in Extremwert-Serien basieren auf neuen Konzepten der statistischen Extremwertanalyse, bei denen wahrscheinlichkeitsanalytische Methoden mit Trendbetrachtungen gekoppelt werden.

3.2 Untersuchungsmethoden zu Veränderungen im mittleren Verhalten

3.2.1 Mann-Kendall-Trendtest und Trenddreiecke

Der Mann-Kendall-Test ist der wohl am weitesten verbreitete Trendtest für geophysikalische Datenreihen (McCuen 2003). Es ist ein nichtparametrischer Test, der (anders als der t-Test, s. u.) keine Voraussetzungen an die Verteilung der Daten stellt. Es wird auch keine Annahme über die Art des Trends gemacht (z. B. linear oder nichtlinear), da lediglich nach einem relativen Ansteigen oder Abfallen der Reihenwerte gesucht wird. Damit liefert der Mann-Kendall-Test zwar Aussagen über die Signifikanz eines Trends, jedoch können keine Informationen über den zeitlichen Verlauf oder die Größenordnung der Änderung abgeleitet werden. Eine mitunter vorgenommene unmittelbare Verknüpfung der Signifikanzergebnisse des Mann-Kendall-Tests mit den anhand einer linearen Regression auf die Zeit ermittelten Änderungsraten ist nicht zulässig. Auf eine mathematische Beschreibung des Mann-Kendall-Tests wird hier verzichtet (s. McCuen 2003).

Trenddreiecke werden zum Beispiel von McCabe / Wolock (2002) bei der Untersuchung von Abflusszeitreihen eingesetzt. Die Methode resultiert aus der allgemein bekannten Problematik, dass Ergebnisse von Trenduntersuchungen in der Regel stark abhängig sind vom Zeitfenster, über welches die Trendermittlung erfolgt. Dabei resultieren je nach Fenster mitunter sich widersprechende Aussagen über Richtung und Stärke von Trends. Aus diesem Grund variieren McCabe / Wolock (2002) die Anfangs- und Endzeiten des Zeitfensters in allen denkbaren Kombinationen, um so die Abhängigkeit des Ergebnisses vom Betrachtungszeitraum objektiviert und vollständig beurteilen zu können. Prinzipiell können dabei die Trendberechnungen innerhalb der jeweiligen Zeitfenster mit beliebigen Verfahren durchgeführt werden. Insbesondere wegen der Verteilungsunabhängigkeit und der im Vergleich etwa zur Regressionsgerade geringen Anfälligkeit gegenüber Ausreißern am rechten oder linken Rand der Reihe wird nachfolgend der Mann-Kendall-Test verwendet.

Beschäftigt man sich näher mit dem Ansatz, so erkennt man, wie zufällig Interpretationen der Ergebnisse von Mann-Kendall-Trendtests sind, wenn sie auf einen oder wenige Betrachtungszeiträume angewandt werden und dabei nicht bekannt ist, welche deterministische Struktur der betrachteten Zeitreihe tatsächlich zugrunde liegt. Um dies zu belegen, werden nachfolgend einige einfache deterministische Zeitreihenstrukturen über den Zeitraum 1900 bis 2000 erzeugt und die jeweils resultierenden Trenddreiecke dargestellt.

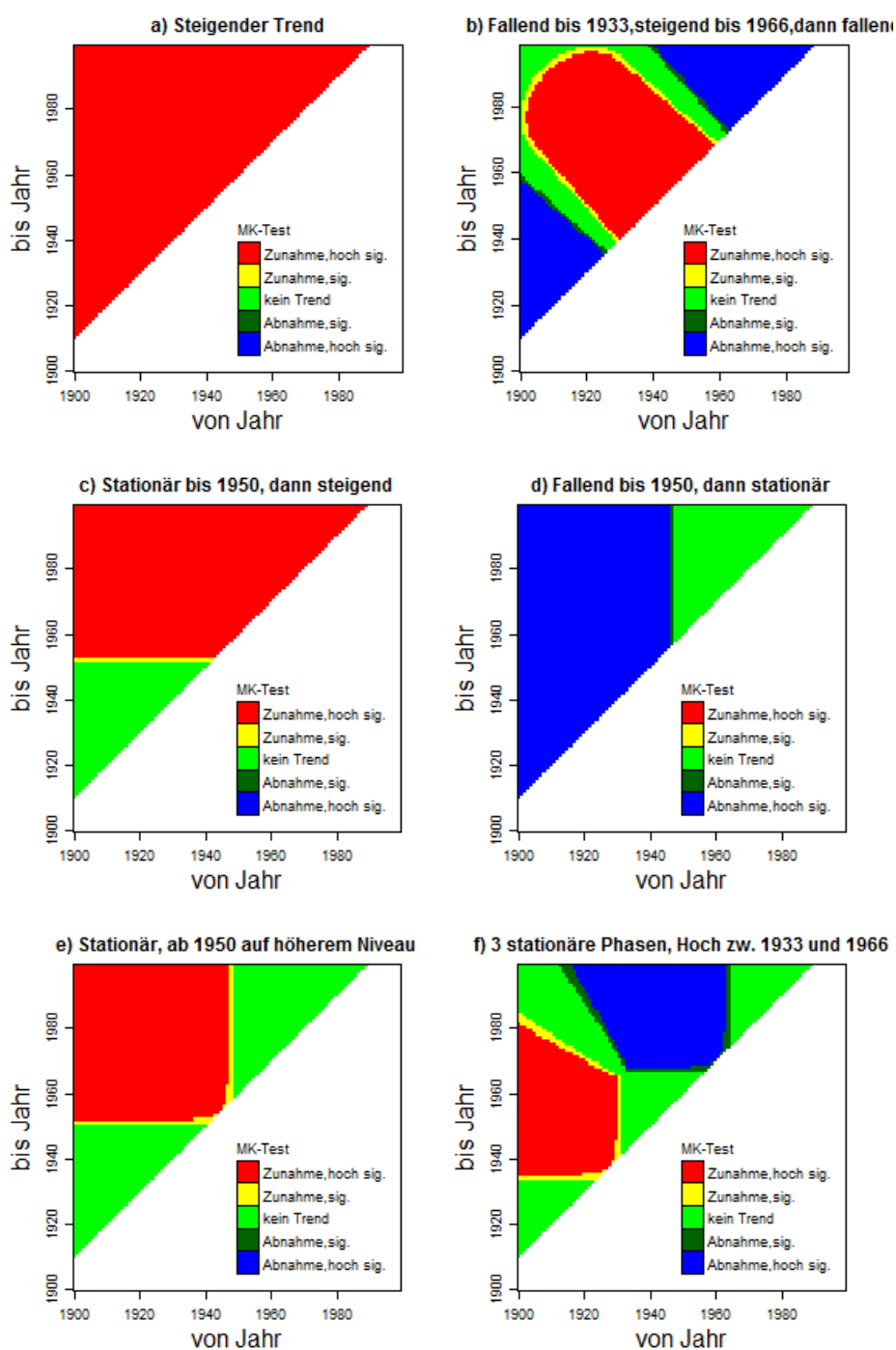


Abbildung 3.3:
Trenddreiecke für
verschiedene
deterministische
Trendstrukturen.

Im Einzelnen werden die Trenddreiecke für folgende Zeitreihenstrukturen berechnet und in Abbildung 3.3 dargestellt:

- linear ansteigender Trend über den Gesamtzeitraum (Abbildung 3.3a),
- abfallender Trend bis 1933, dann Anstieg bis 1966 und wieder abfallend bis 2000 (Abbildung 3.3b),
- stationär bis 1950, dann steigender Trend (Abbildung 3.3c),
- abfallender Trend bis 1950, dann stationär (Abbildung 3.3d),
- stationär bis 1950, dann Sprung nach oben und wieder stationär (Abbildung 3.3e),
- stationär bis 1933, Sprung nach oben, dann stationär bis 1966, dann Sprung nach unten und wieder stationär (Abbildung 3.3f).



Folgendes wird in den Abbildungen deutlich:

- Bei wenig verrauschten deterministischen Strukturen wie hier lässt sich der reale Strukturverlauf am einfachsten erkennen, wenn man das Trenddreieck entlang der Hauptdiagonalen betrachtet (Abbildung 3.3a bis Abbildung 3.3f).
- Bei einem stetigen (wegen der Verwendung des Mann-Kendall-Tests prinzipiell auch nichtlinearen) Trend über den gesamten Betrachtungszeitraum resultiert ein Trenddreieck in einem einzigen Farbton (Abbildung 3.3a).
- Phasen von Trends mit wechselndem Vorzeichen werden durch diagonale Strukturbruchlinien unterbrochen (Abbildung 3.3b).
- Vertikale Strukturbruchlinien markieren den Beginn von stationären Phasen, horizontale Strukturbruchlinien markieren das Ende stationärer Phasen, (Abbildung 3.3c bis Abbildung 3.3f).

In Abbildung 3.4 wird das Verfahren auf die REGNIE-Niederschlagszeitreihe an der Rasterzelle angewendet, in der sich die bayerische Grundwassermessstelle Hohenstadt befindet. Dabei wird der Mann-Kendall-Test (MK-Test) für alle denkbaren Zeitfenster einer Mindestlänge von 10 Jahren angewandt. Das Unterschreiten einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % wird dabei als signifikant und das Unterschreiten von 1 % als hochsignifikant betrachtet.

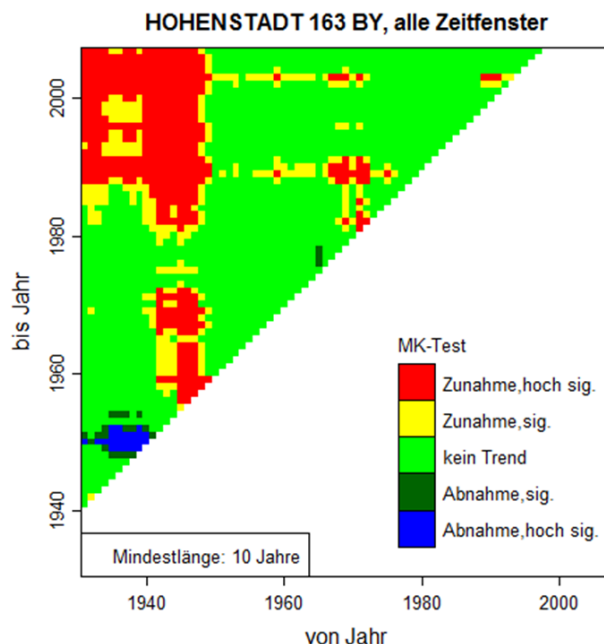


Abbildung 3.4: Trenddreieck für die REGNIE-Zeitreihe am Rasterelement der Messstelle Hohenstadt.

In diesem Beispiel erkennt man,

- dass es Veränderungsmuster gibt, die der Mann-Kendall-Test als signifikant beurteilt,
- dass diese eher sprung- als trendartig sind (vertikale und horizontale Muster, weniger diagonale) und
- dass maßgebliche Sprünge mit signifikanter Niveauerhöhung etwa um das Jahr 1950 (nach einer kurzen Phase mit niedrigeren Werten) und um das Jahr 1980 auftraten.

3.2.2 Einfache lineare Regression zur Trendschätzung

Die Regressionsanalyse wird hier eingesetzt, um die lineare Beziehung $\hat{y}_i = a + bx_i$ zwischen der zu erklärenden Variable y (Grundwasserstand, Quellschüttung) und der unabhängigen Variable x (hier Zeit) zu beschreiben, wobei sich die Koeffizienten a und b auf der Grundlage der Fehlerquadratsummenminimierung errechnen.

Ist der Steigungskoeffizient b ungleich Null, ist ein Trend vorhanden. Der zweiseitige t -Test des Steigungskoeffizienten stellt eine einfache Möglichkeit dar, diesen Trend auf Signifikanz zu überprüfen (Nullhypothese „Steigungskoeffizient b der Grundgesamtheit ist Null, kein Trend“). Der t -Test setzt die Normalverteilung der Daten voraus, andernfalls ist das Testergebnis nur näherungsweise gültig.

3.2.3 Lokal gewichtete Regression

Lineare Regressionsmodelle können ausschließlich lineare Abhängigkeiten beschreiben. Eine Möglichkeit, mit Nichtlinearitäten umzugehen, besteht in der Einführung der segmentierten Regression (Abschnitt 3.2.5). Darüber hinaus bietet sich die lokal gewichtete Regression an, um Nichtlinearitäten grafisch zu beschreiben (s. Cleveland 1979). Im Prinzip kann man sich das Verfahren als ein sukzessives über die Datenreihe verschobenes Datenfenster mit jeweils innerhalb des Fensters durchgeführten Regressionsrechnungen vorstellen, wobei die Datenpunkte innerhalb des Fensters gewichtet in die Regression eingehen (die konkrete Implementierung nach Cleveland erfolgt in abgewandelter Form). Vom Ergebnis her ist die lokale Regression mit der Tiefpassfilterung einer Zeitreihe vergleichbar, ohne jedoch deren Nachteil aufzuweisen, dass am Anfang und am Ende der Datenreihe keine Filterung erfolgen kann. Während die Stärke der Glättung beim Tiefpassfilter über die Filterlänge bestimmt wird, erfolgt dies bei der lokalen Regression anhand des so genannten Smoothing-Parameters, der empirisch festgelegt wird und die Größe des Datenfensters beeinflusst.

Die lokal gewichtete Regression bietet eine einfache Möglichkeit zur Prüfung der Frage, inwieweit die Linearitätsannahme bei der Anwendung der linearen Regression zur Bestimmung eines Trends gerechtfertigt ist. Ermittelt man nämlich den Korrelationskoeffizienten LC zwischen der linearen Regressionsgeraden und den Stützstellen der lokal gewichteten Regressionsfunktion, so kann angenommen werden, dass die Linearitätsannahme umso eher gerechtfertigt ist, je höher der Korrelationskoeffizient ist. Da eine Regressionsrechnung nicht sinnvoll ist, wenn die abhängige oder die unabhängige Variable (praktisch) nicht variiert, sollte LC nur bei signifikanten Trends betrachtet werden.

Um verschiedene Zeitreihen und ihre lokalen Trends direkt miteinander vergleichen zu können, wird vor Anwendung der lokal gewichteten Regression eine z -Transformation durchgeführt. Dazu wird die Zeitreihe um ihren Mittelwert bereinigt und durch ihre Standardabweichung dividiert. Die transformierte Zeitreihe erhält dadurch den Mittelwert Null und die Standardabweichung Eins (Normierung).

3.2.4 Trigonometrische Regression

Viele der im geowissenschaftlichen Bereich erhobenen Zeitreihen sind durch Zyklen unterschiedlicher Periodizität charakterisiert. Neben dem typischerweise dominanten Jahreszyklus werden zum Beispiel der elfjährige Sonnenfleckenzyklus oder die zweijährige „Quasi-Biennial Oscillation“ in der Fachliteratur diskutiert. Solche (sich ggf. überlagernden) periodischen Verläufe lassen sich mathematisch durch die lineare Überlagerung von Sinus- und Kosinusfunktionen wiedergeben. Sind die Periodenlängen T_k von insgesamt M Perioden, $k=1, \dots, M$, bekannt, dann lassen sich diese statistisch auf der Grundlage einer trigonometrischen Regression nachbilden, also durch lineare Überlagerung gewichteter Sinus- und Kosinusanteile:

$$\hat{y}_i = \sum_{k=1}^M \left(a_k \cos\left(\frac{2\pi t}{T_k}\right) + b_k \sin\left(\frac{2\pi t}{T_k}\right) \right)$$

T_k	k -te Periodizität
M	Anzahl der Periodizitäten
a_i, b_i	Regressionskoeffizienten



Die Regressionskoeffizienten werden entsprechend der Prinzipien der multiplen linearen Regression durch Anpassung an die Messwerte geschätzt (s. auch Abschnitt 3.3.1) und können durch statistische Testverfahren auf ihre Signifikanz hin überprüft werden. Zur Ermittlung der benötigten Periodenlängen bietet sich die Spektralanalyse an (Abschnitt 3.2.7). Die trigonometrische Regression dient als Basis für die zirkular-lineare Regression zur Untersuchung von Änderungen im Jahrgang (Abschnitt 3.2.6) und wird zur Bereinigung von Zeitreihen um periodische Anteile genutzt.

3.2.5 Segmentierte Regression und heuristische Zeitreihensegmentierung

Bei der segmentierten Regression wird eine Datenreihe y nicht anhand einer einzigen, sondern einer potenziell beliebigen Zahl von Geradensegmenten mit wechselnden Koeffizienten beschrieben (Abbildung 3.5).

Dabei ist die Bedingung zu erfüllen, dass der Übergang zwischen zwei Abschnitten (an der Stelle x_0 in Abbildung 3.5) stetig ist (d.h. die Geradensegmente schneiden sich an der Stelle x_0). Im Falle von zwei Geradensegmenten wird damit y durch das folgende lineare Modell beschrieben:

$$\hat{y}_i = \begin{cases} a_1 + b_1 x_i & \text{wenn } i < t_0 \\ a_2 + b_2 x_i & \text{wenn } i \geq t_0 \end{cases}$$

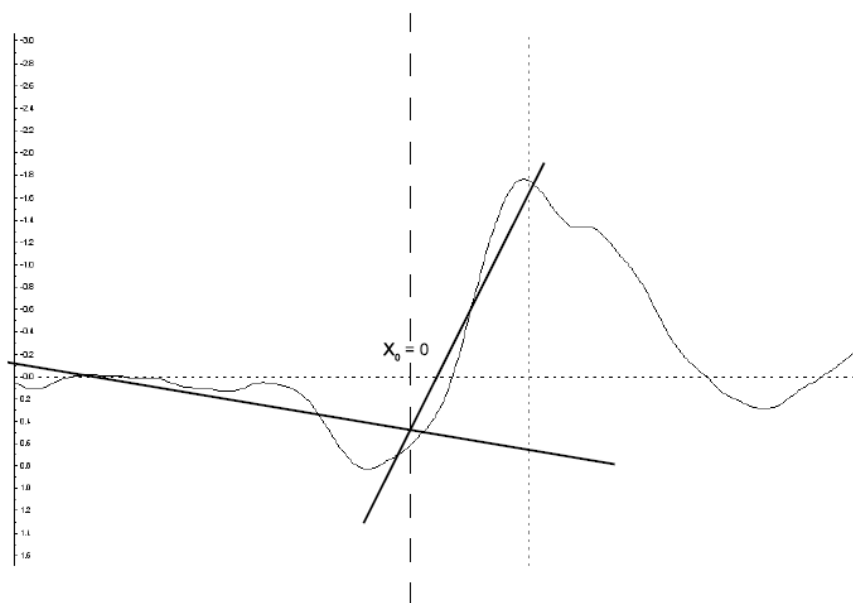


Abbildung 3.5:
Prinzipdarstellung zur
segmentierten
Regression.

Die Formeln zur Schätzung der Parameter für den einfachsten Fall von zwei Geradensegmenten (Bedingung $a_1 + b_1 x_0 = a_2 + b_2 x_0$) sowie deren Herleitung auf Basis der Fehlerquadratsummenminierung liefert Seifert (2005). Der allgemeine Fall der Aufstellung linearer Modelle mit beliebiger Anzahl von Bedingungen wird zum Beispiel in Toutenberg (2003) diskutiert.

Eine Kernfrage bei der Anwendung von segmentierten Regressionen besteht in der Festlegung von Anzahl und Position der Segmente. In den Arbeiten von Shao et al. (1999) sowie Shao / Campbell (2002) wird die Anzahl der Segmente vorab aufgrund visueller Dateninspektion festgelegt. Alternativ dazu kann die Festlegung auch Teil der statistischen Analyse sein.

Prinzipiell lässt sich dies als ein klassisches Modellidentifikationsproblem im Rahmen der Regressionsanalyse auffassen, bei dem die Frage zu beantworten ist, ob ein am Punkt x_0 segmentiertes Modell M_1 die Datenreihe statistisch zutreffender beschreibt als das

einfachere, weniger Parameter aufweisende Modell M_0 ohne diesen Trendwechsel. Dieser Ansatz wird in Abschnitt 3.3.1 weiterverfolgt und bezogen auf die aus vergleichsweise wenigen Datenwerten bestehenden Extremwertserien auch umgesetzt.

Da zur Anwendung dieses Verfahrens für jedes weitere Geradensegment alle Datenpunkte als potenzielle Segmentgrenze geprüft werden müssen, entsteht ein Rechenaufwand, der bei großen Stichprobenumfängen kaum handhabbar ist. Aus diesem Grund wird bezogen auf die kontinuierlichen Zeitreihen der folgende heuristische Ansatz verfolgt, der sowohl Knick- als auch Bruchpunkte festlegt.

Heuristischer Ansatz zur Segmentierung von Zeitreihen

Bei statistischen Verfahren zur Detektion von Strukturbrüchen ist häufig der Funktionsverlauf des Absolutbetrages der sukzessive kumulierten, mittelwertbereinigten Datenwerte CS_i eine zentrale Prüfgröße

$$CS_i = \left| \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y}) \right|,$$

wobei (lokale) Maxima von CS_i auf mögliche Segmentgrenzen hinweisen (s. z. B. Bernier 1994, auch Bai / Perron 2003). So liefert beispielsweise das Verfahren von Bernier eine Wahrscheinlichkeit dafür, dass $\max(CS_i)$ ein Bruchpunkt ist.

Hier wird ein fünf Schritte umfassender heuristischer Ansatz zur Festlegung von Position und Anzahl von Strukturbrüchen gewählt. Dabei wird die zu untersuchende Zeitreihe zunächst um signifikante periodische Schwingungen bereinigt (Schritte 1 und 2) und durch eine lokal gewichtete Regression vereinfacht (Schritt 3). Für die vereinfachte Zeitreihe werden alle potentiellen Bruchpunkte ermittelt (Schritt 4), die abschließend durch Vergleich von segmentierter und abschnittsweiser Regression überprüft werden (Schritt 5). Im Einzelnen werden dazu die folgenden Verfahren angewendet:

1. **Maximum-Entropie-Spektralanalyse:**
Es werden Spektraldichten auf der Grundlage der Maximum-Entropie-Spektralanalyse (MESA, Abschnitt 3.2.7) ermittelt. Input für das Verfahren sind die auf Äquidistanz interpolierten Wochenwerte von Grundwasserständen und Quellschüttungen, wobei jeweils der längste fehlwertfreie Zeitraum zugrunde gelegt wird (Abschnitt 2.1.2). Im berechneten Spektrum werden sämtliche lokalen Maxima einer Periodizität von zumindest der Jahresschwingung extrahiert.
2. **Trigonometrische Regression:**
Es werden trigonometrische Regressionen für die in Schritt 1 detektierten Zyklen durchgeführt. Input für diesen und alle weiteren Schritte sind die originären, also nichtäquidistanten, ggf. lückenbehafteten Datenreihen. Es werden diejenigen Periodizitäten als signifikant betrachtet, bei denen die Regressionskoeffizienten vom Sinus- oder vom Kosinus-Anteil bei 10% Irrtumswahrscheinlichkeit signifikant ungleich 0 sind. Die mittelwertbereinigte harmonische Gesamtschwingung y_s aller signifikanten Periodizitäten wird von der Originaldatenreihe y subtrahiert. Ergebnis ist die schwingungsbereinigte Datenreihe $y_{ds} = y - y_s$.
3. **Lokale gewichtete Regression:**
Die schwingungsbereinigte Datenreihe y_{ds} wird durch eine lokale Regression y_l auf die Zeit nachgebildet. Der Smoothing-Parameter wird nach Betrachtung zahlreicher Ganglinien empirisch festgelegt.
4. **Bruchpunktermittlung:**
Für die mittels lokaler Regression beschriebene Datenreihe y_l wird die CS_i -Funktion berechnet. Es werden sämtliche n_b lokalen Maxima ermittelt und zunächst als Bruchpunkte betrachtet.



5. Festlegung der abschnittsweise gültigen Steigungskoeffizienten:

Für die durch n_b Bruchpunkte in n_b+1 Abschnitte aufgeteilte, schwingungsbereinigte Datenreihe y_{ds} werden abschnittsweise und unabhängig von den benachbarten Segmenten lineare Regressionsrechnungen auf die Zeit durchgeführt („Subset-Regression“). Es ergeben sich für jeden Zeitabschnitt Steigungskoeffizienten b_{Ri} , $i=1, \dots, n_b+1$. In einem zweiten Schritt wird die gesamte Datenreihe y_{ds} einer segmentierten Regression auf die Zeit unterzogen, bei der die Stetigkeit an den Segmentgrenzen gewahrt wird. Dabei ergeben sich Steigungskoeffizienten b_{Si} , $i=1, \dots, n_b+1$. Es werden nun für jeden Abschnitt die Subset-Steigungskoeffizienten b_R mit denjenigen der segmentierten Regression b_S verglichen. In Abschnitten, in denen sich die Vorzeichen von b_R und b_S unterscheiden, wird ein Bruch zugelassen. In den durch Brüche nicht beeinflussten Abschnitten wird die aus der segmentierten Regression ermittelte Steigung als gültig angenommen.

Abbildung 3.6 zeigt das Ergebnis des Verfahrens anhand der Datenreihe Reilingen. Der dritte Zeitabschnitt ist hier durch Brüche von den benachbarten Abschnitten getrennt.

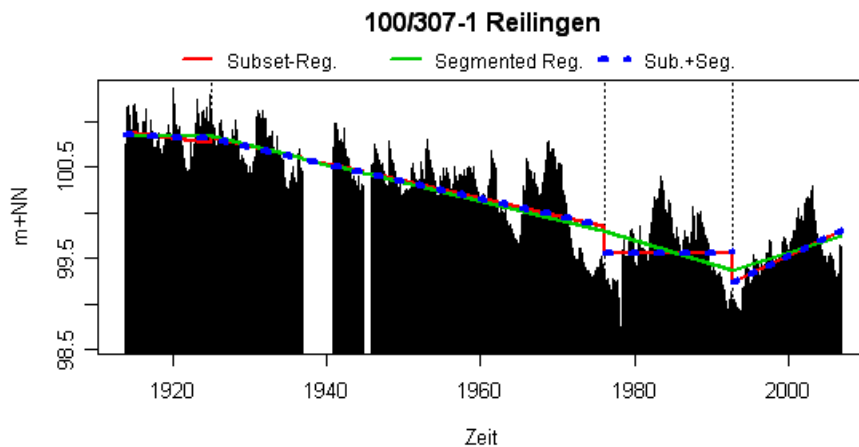


Abbildung 3.6:
Ergebnis der Daten-
segmentierung,
Messstelle 100/307-1
Reilingen.

3.2.6 Zirkular-lineare Regression zur Untersuchung saisonaler Trends

Möchte man mit Hilfe von Regressionsmethoden untersuchen, ob sich der Zeitpunkt im Jahr, zu dem ein Ereignis im Mittel eintritt, im Lauf des Beobachtungszeitraums verschiebt, dann kann man in erster Näherung die zu erklärende Variable „Tag im Jahr“ (laufende Zählung von 1 bis 365) mittels der erklärenden Variable „Jahr des Beobachtungszeitraums“ nachbilden. Diese Methode stößt jedoch an Grenzen, je näher einzelne Werte der zu erklärenden Variable in den Bereich nahe „1“ oder nahe „365“ kommen, da der zeitliche Abstand zwischen den beiden extremsten Werten 1 und 365 nur ein Tag ist. Methodisch lässt sich dies lösen, indem man die Werte der Variablen X im Einheitskreis aufträgt und ein Regressionsmodell wählt, das Punkte auf dem Kreis abbilden kann. Ist die erklärende Variable Y dabei stetig, so handelt es sich um eine zirkular-lineare Regression, bei der die Parameter μ und β der Gleichung $Y = \mu + 2 \cdot \text{atan}(\beta \cdot X) + \varepsilon$ mittels der Maximum-Likelihood-Methode ermittelt werden können (Fisher / Lee 1992).

Die vorliegenden Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen sind in der weit überwiegenden Zahl durch eine deutliche innerjährliche Saisonalität geprägt, die sich quantitativ durch den Zeitpunkt des Eintreffens des Höchstwertes der langjährigen Mittel sowie durch dessen Differenz vom niedrigsten Wert der langjährigen Mittel („Amplitude“) beschreiben lässt. In Abschnitt 4.2.1 wird untersucht, ob sich dieser Eintrittszeitpunkt oder die Amplitude im Beobachtungszeitraum verändert haben. Dazu wird, bezogen auf sämtliche Grundwasser- und Quellschüttungsmessstellen, wie folgt vorgegangen:

1. Es wird eine trigonometrische Regression mit Periode von $T = 365$ Tagen über den jeweiligen Gesamtbeobachtungszeitraum an die Daten angepasst, um so den mittleren Jahresgang der Zeitreihe zu ermitteln. Innerhalb dieses mittleren Jahresgangs werden der Zeitpunkt des Maximalwert-Eintrittes MD, der Zeitpunkt des Minimalwert-Eintrittes ND sowie die Amplitude MA als Abstand zwischen Maximal- und Minimalwert des Jahresgangs berechnet.
2. Für gleitende Siebenjahresfenster werden jeweils gleichartige trigonometrische Regressionen angepasst, um so den mittleren Jahresgang für aufeinanderfolgende Siebenjahreszeiträume zu ermitteln. Für jeden Jahresgang werden der Zeitpunkt des Eintreffens des Maximums und Minimums sowie die Amplitude ermittelt. Auf diese Weise entstehen Zeitreihen des mittleren Eintreffens des Maximums $MDT(t)$ und Minimums $NDT(t)$ sowie der Amplitude $MAT(t)$ (Abbildung 3.7 und Abbildung 3.8).
3. Es wird mittels Regression auf die Zeit t untersucht, ob $MDT(t)$, $NDT(t)$ bzw. $MAT(t)$ Trends aufweisen.

Da die trigonometrische Regression auf genau einer Schwingungsperiode mit $T=365$ Tagen beruht, sind die Ergebnisse für MD und ND spiegelbildlich zueinander, also stets im festen Abstand von $365/2$ Tagen.

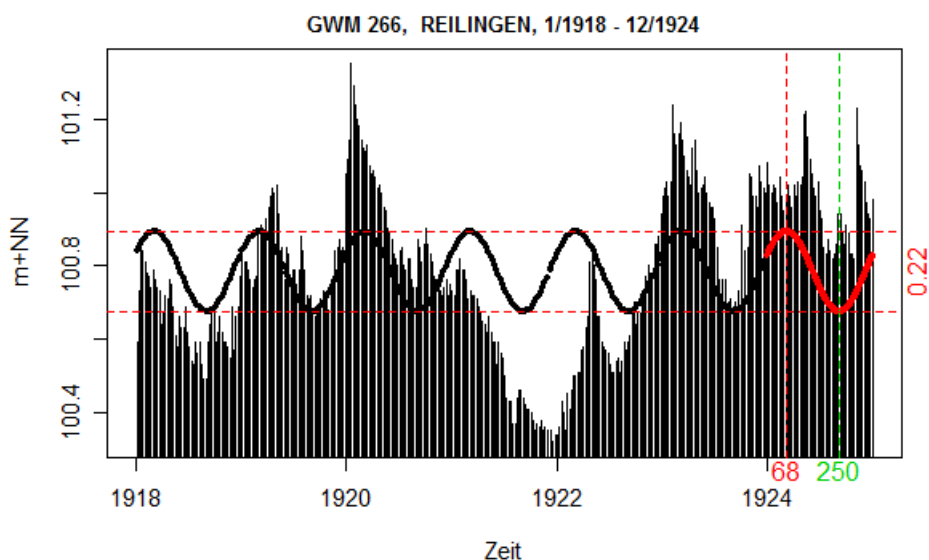


Abbildung 3.7: Eintrittszeitpunkt des Maximums MD (rot, hier Tag 68), und Minimums ND (grün, hier 250) sowie der Amplitude im Jahresgang (hier 0.22 m+NN) für den Siebenjahreszeitraum 1918 bis 1924 am Beispiel der Messstelle Reilingen.

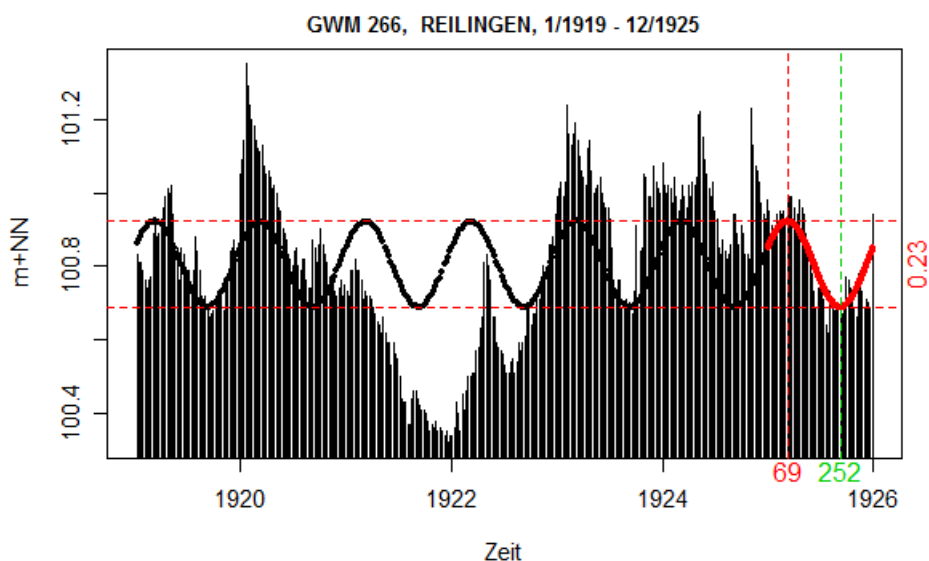


Abbildung 3.8: Eintrittszeitpunkt des Maximums MD (rot) und Minimums ND (grün) sowie der Amplitude im Jahresgang für den Siebenjahreszeitraum 1919 bis 1925 am Beispiel der Messstelle Reilingen.



3.2.7 Spektralanalyse zur Aufdeckung von Periodizitäten

In Abschnitt 3.2.4 wurde erläutert, wie die in einer Zeitreihe bekannten Periodizitäten auf der Grundlage einer trigonometrischen Regression nachgebildet werden können. Sind die Periodizitäten nicht a priori bekannt, so können sie mittels der Spektralanalyse herausgearbeitet werden. Dabei wird die Darstellung der Werte gegen die Zeit in eine Darstellung der Werte gegen die zugrunde liegenden Frequenzen transformiert. Das Verfahren deckt auf, wie viel von der gesamten Varianz einer Zeitreihe durch Zyklen einer definierten Periodenlänge erklärt werden. Das zentrale Beurteilungsinstrument ist dabei die Spektraldichte $f_x(\omega)$, die an diskreten Stützstellen k der jeweiligen Frequenz ω_k einen Varianzanteil σ_k^2 zuordnet

$$f_x(\omega) = \begin{cases} \sigma_k^2 & \text{für } \omega = \omega_k, k = 1, \dots, m \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

und die in einer eindeutigen Beziehung zur Autokovarianzfunktion der Zeitreihe steht.

Die Frequenzen werden dabei abgetastet im Bereich zwischen 0 (Schwingung unendlicher Dauer) und 0.5 (sog. Nyquist-Frequenz). Die Nyquist-Frequenz entspricht der doppelten Länge des der Zeitreihe zugrunde liegenden Diskretisierungsintervalls, also zum Beispiel zwei Wochen bei wöchentlich erhobenen Messwerten.

Es gibt unterschiedliche mathematische Verfahren zur Berechnung der Spektraldichte. Oladipo (1988) und Rigozo et al. (2006) empfehlen die Verwendung der Maximum-Entropie-Spektralanalyse (MESA), weil die MESA ein höheres Auflösungsvermögen der Spektren hat als andere Ansätze. Dies gilt besonders dann, wenn die untersuchten Reihen nicht sehr lang sind. Da die MESA keine Informationen über die den Zyklen zugeordneten Amplituden liefert, wird sie hier mit einer nachgeschalteten trigonometrischen Regression kombiniert, bei der die im Spektrum detektierten Zyklen zugrunde gelegt werden. Die Signifikanz der Zyklen, die nicht ohne weiteres anhand des MESA-Spektrums überprüft werden kann (Rigozo et al. 2006), wird hier auf der Grundlage der Signifikanz der Regressionskoeffizienten der trigonometrischen Regression geklärt. Dies entspricht einem Vorschlag von Kane / Trivedi (1986).

Ein Beispiel für die kombinierte Anwendung der MESA-Spektralanalyse und der trigonometrischen Regression auf die vorliegenden Daten zeigen die Abbildungen 3.9 und 3.10 am Beispiel der Messstelle 119/765-9 Kesselbronn. Dabei werden die Jahresschwingung und eine 4.8-Jahresschwingung detektiert, die in ihrer Überlagerung eine Gesamtamplitude von 6.13 m der Zeitreihe von Kesselbronn erklären.

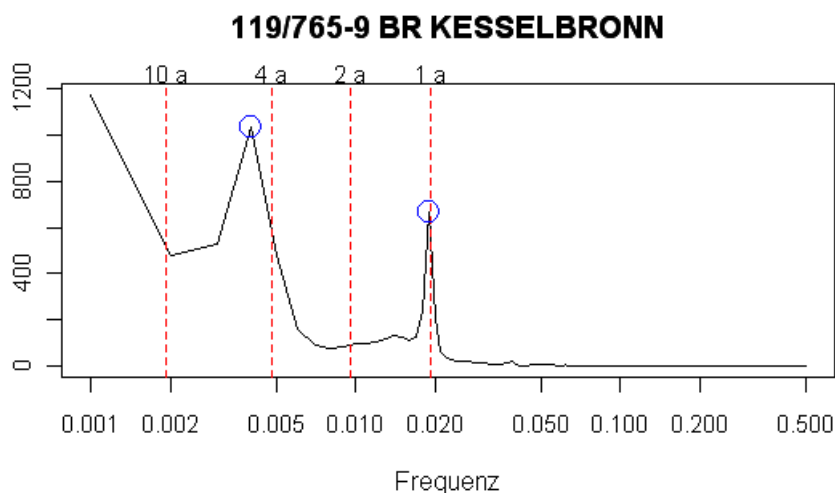


Abbildung 3.9:
MESA-Spektraldichte für die
Messstelle
119/765-9 Kesselbronn.

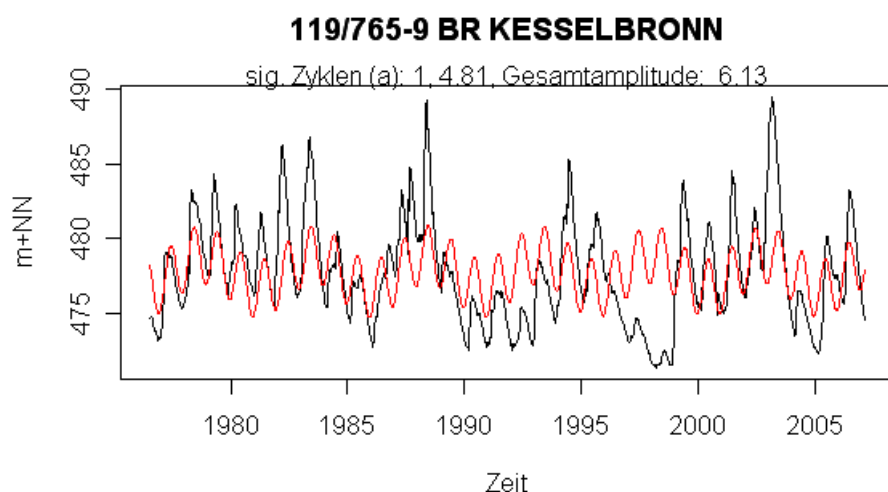


Abbildung 3.10:
Trigonometrische
Regression mit den
Periodizitäten 1 a
und 4.81 a,
Messstelle
119/765-9
Kesselbronn.

3.2.8 Waveletanalysen zur Aufdeckung von nicht stationären Periodizitäten

Bei Anwendung von Spektralanalysen zur Aufdeckung von Periodizitäten geht der Zeitbezug der Daten verloren, da der Spektralanalyse die Annahme zugrunde liegt, dass die betrachteten Reihen stationär sind. Diese Voraussetzung ist bei den hier betrachteten Reihen nicht erfüllt.

Das derzeit wohl am weitesten ausgearbeitete Verfahren zur Detektion von nicht-stationären Periodizitäten ist die Analyse auf der Grundlage von Wavelets (z. B. Carmona et al. 1998, Torrence / Compo 1998). Anschaulich betrachtet handelt es sich bei Wavelets um mathematische Funktionen („kleine Wellen“), mit deren Hilfe eine gegebene Zeitreihe (oder Funktion) im Hinblick auf die in ihr enthaltenen Frequenzbestandteile untersucht werden kann. Zu diesem Zweck werden die Wavelets skaliert (d. h. gestreckt oder gestaucht) und systematisch entlang der Zeitreihe verschoben, wobei jeweils die Übereinstimmung mit der Zeitreihe erfasst wird. Auf diese Weise entsteht eine zweidimensionale Abbildung der Zeitreihe (Wavelet-Powerspektrum), bei der signifikante Periodizitäten (y-Achse) gegen die Zeit (x-Achse) aufgetragen werden. Damit werden Veränderungen der Periodizitäten im Zeitverlauf erkennbar. Die zahlreichen, in der neueren Fachliteratur beschriebenen Waveletanalysen von hydrologischen Zeitreihen verdeutlichen, dass dem Verfahren aktuell eine große Bedeutung beigemessen wird (Übersicht in Labat 2005).

Mathematisch erhält man die Koeffizienten C der kontinuierlichen Wavelettransformation als Integral des betrachteten Zeitreihensignals $s(t)$, multipliziert mit skalierten und verschobenen Versionen der Basis-Waveletfunktion ψ :

$$C(a, b) = \frac{1}{\sqrt{a}} \int s(t) \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt$$

Dabei skaliert a die Waveletfunktion durch Streckung oder Stauchung, während b die Verschiebung entlang der Zeitachse steuert. Bei kleinen Skalen ($|a| \ll 1$) führt die Waveletstauchung zur Erfassung hochfrequenter Schwankungen, während bei großen Skalen ($|a| \gg 1$) niederfrequente Anteile durch die starke Waveletstreckung erfasst werden.

Es gibt eine ganze Reihe verschiedener Basis-Wavelets. Hier wird ausschließlich mit dem komplexwertigen Morlet-Wavelet gearbeitet, das die folgende Form hat:

$$\psi(t) = \pi^{-1/4} e^{ict} e^{-t^2/2}, \quad c = \pi\sqrt{2/\ln 2}, \quad i: \text{imaginäre Einheit}$$

Abbildung 3.11 zeigt den Realteil des Morlet-Wavelets in grafischer Form. Wie bei allen Basis-Wavelets gilt auch hier die Eigenschaft, dass das Integral des Wavelets Null ergibt.

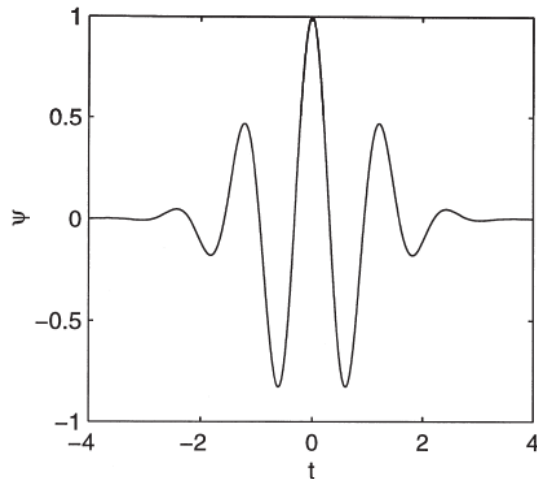


Abbildung 3.11: Morlet-Wavelet, Realteil.

Abbildung 3.12 zeigt das aus Torrence / Compo (1998) entnommene Wavelet-Powerspektrum (unten) für die Zeitreihe der Meerestemperaturen im Zentralpazifik (Abbildung 3.12 oben, dargestellt als Abweichungen vom Mittel), die als Index für das sogenannte ENSO-Phänomen (El Niño-Südliche Oszillation) dient. Die dunklen Bereiche markieren dominante Perioden. Man erkennt, dass die Zeitreihe insbesondere in den Zeiträumen zwischen 1880 und 1920 sowie zwischen 1960 und 1990 dominante quasiperiodische Schwankungen mit Periodenlängen zwischen zwei bis sechs Jahren aufweist.

Der schraffierte Bereich im unteren Teil der Darstellung markiert den sogenannten „Cone of Influence“ (COI). Werte im schraffierten Bereich sollten nicht interpretiert werden, da der Stichprobenumfang für deren Ermittlung nicht ausreichend groß ist.

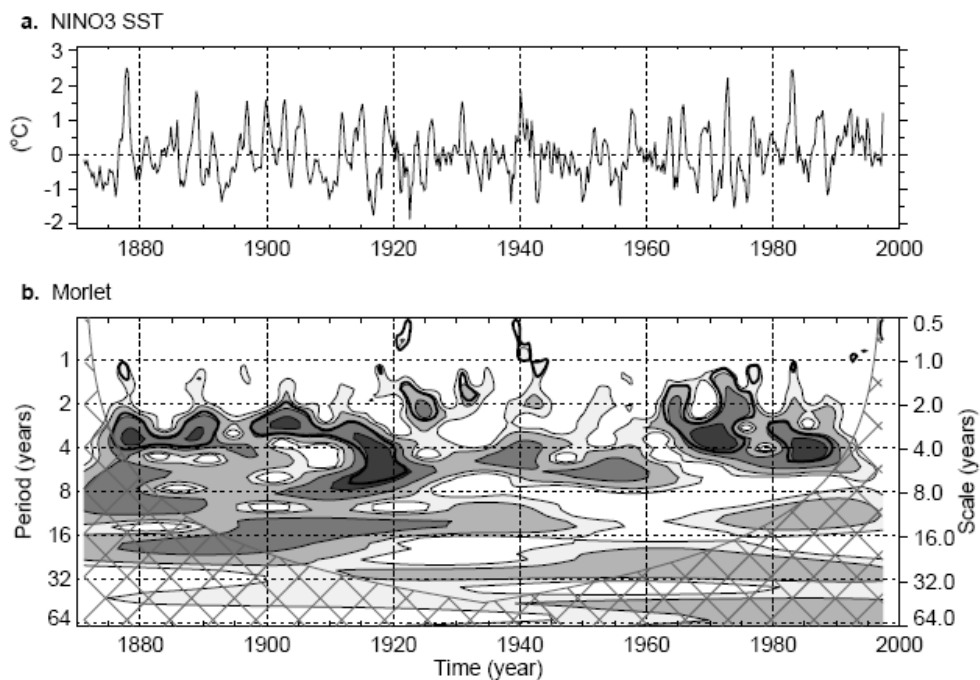


Abbildung 3.12: Wavelet-Powerspektrum (unten) der NINO3 SST-Zeitreihe (oben) (aus Torrence / Compo 1998).

Eine im Zusammenhang mit kontinuierlichen Waveletanalysen schwierig zu beantwortende Frage ist die nach der Signifikanz der Waveletkoeffizienten. Häufig werden die von Torrence / Compo (1998) eingeführten Formeln angewandt, um signifikante Periodizitäten zu extrahieren. Dabei wird im Prinzip jeder einzelne Koeffizient des Powerspektrums hinsichtlich

der Signifikanz beurteilt, ohne dabei die im Spektrum benachbarten Punkte zu betrachten (punktbezogener Test). Maraun (2006) kommt zum Schluss, dass die punktweise Betrachtung wegen der hohen Redundanz des Powerspektrums in vielen Fällen zu einer deutlichen Überschätzung der Anzahl signifikanter Koeffizienten führt, und entwickelt einen flächenbezogenen, auf Montecarlo-Simulation aufsetzenden Test, der dem punktbezogenen Signifikanztest überlegen ist. Dieser flächenbezogene Test, zu dessen mathematischer Darstellung auf Maraun (2006) verwiesen sei, wird bei den hier durchgeführten Waveletanalysen stets zugrunde gelegt.

Die Anwendung von Filtertechniken vor der Durchführung von Wavelettransformationen kann zu Fehlinterpretationen führen und muss mit der notwendigen Vorsicht durchgeführt werden (siehe Abschnitt. 4.1.4).

3.3 Untersuchungsmethoden zu Veränderungen von Extremwerten

Der in Abschnitt 3.2.1 erläuterte Mann-Kendall-Test sowie die in den Abschnitten 3.2.2 und 3.2.3 erläuterten Verfahren werden auch auf die Extremwertserien angewandt.

Darüber hinaus werden die Serien weitergehenden Extremwertanalysen unterzogen. Die Anwendung extremwertanalytischer Methoden (Anpassung von Extremwertverteilungen an die Messdaten) führt im Ergebnis zu Grundwasserstands- und Quellschüttungswerten mit Angaben zur Wahrscheinlichkeit ihres Auftretens. Bisher wurden nur vereinzelt Extremwertverteilungen an die als stationär angenommenen Grundwasserdaten angepasst, um zu einer objektivierten Abschätzung von Bemessungsgrößen zu kommen (z.B. Anpassung der Gumbel-Verteilung an Grundwasserhöchststände in Fank / Fuchs 1999 sowie Vogt et al. 2006, s. auch BWK 2007). Anwendungen des nachfolgend beschriebenen, um Trendkomponenten erweiterten Extremwertverteilungsmodells im Rahmen der Grundwasserstatistik sind den Autoren der vorliegenden Studie nicht bekannt.

3.3.1 Stationäre und instationäre eindimensionale Wahrscheinlichkeitsanalyse

Zur Wahrscheinlichkeitsanalyse von hydrologischen Extremwertserien mit dem Ziel der Ermittlung von Bemessungsgrößen sind in den zurückliegenden Jahren zahlreiche Wahrscheinlichkeitsverteilungen und mehrere Parameterschätzmethoden (Momente, L-Momente, Maximum Likelihood) entwickelt worden (s. z. B. DVWK 1983, DVWK 1999, Willems / Dick 2003). Eine Sonderstellung nimmt dabei die Verallgemeinerte Extremwertverteilung ein (im Weiteren mit GEV abgekürzt, entspricht der in DVWK 1999 mit AEV bezeichneten Verteilung). So geht theoretisch bei sehr großer Werteanzahl jede innerhalb zeitlich konstanter Blöcke (hier Jahre) gebildete Extremwertserie in die GEV über (Coles 2001) und zudem enthält die Verteilung die drei Extremwertverteilungen Gumbel, Frechet und Weibull als Spezialfälle. Die GEV ist über folgende Verteilungsfunktion definiert:

$$F(x; \mu, \sigma, \gamma) = \begin{cases} \exp\{-[1 + \gamma(x + \mu) / \sigma]^{-1/\gamma}\}, & 1 + \gamma(x - \mu) / \sigma > 0, \gamma \neq 0 \\ \exp\{-\exp[-(x - \mu) / \sigma]\}, & \gamma = 0 \end{cases}$$

mit μ Lokationsparameter („location“)
 σ Skalenparameter („scale“)
 γ Formparameter („shape“)

Bei der Anpassung der GEV sind der Lokationsparameter μ , der Skalenparameter σ und der Formparameter γ zu schätzen. Die Extremwertserie $y(t)$ wird also im stationären Fall durch das Wahrscheinlichkeitsmodell $y(t) \sim \text{GEV}(\gamma, \sigma, \mu)$ abgebildet.

Abbildung 3.13 zeigt das Ergebnis der Anpassung der GEV an die Grundwasserhöchststände der Messstelle Rielasingen-Worblingen auf der Grundlage der Maximum-Likelihood-Methode. Aus dieser Abbildung lässt sich beispielsweise ein zehnjährlicher Grundwasserstand von 414.6 m NN ablesen.



Voraussetzung für die Anwendung der Wahrscheinlichkeitsanalyse in der dargestellten Form ist die Stationarität der Serie, also die Abwesenheit von Trends, Sprüngen oder sonstiger Inhomogenitäten. Liegen jedoch Instationaritäten vor, so wird in DVWK (1999) vorgeschlagen, die Serien zunächst von der Instationarität zu bereinigen (z. B. durch Trendelimination) und die Wahrscheinlichkeitsanalyse auf die bereinigten Serien anzuwenden. Wesentlich vorteilhafter ist die Erweiterung des wahrscheinlichkeitsanalytischen Modells um eine Trendkomponente (sog. *Instationäre Wahrscheinlichkeitsanalyse IWA*). Dies erfolgt, indem einer oder mehrere der drei Parameter der GEV nicht als konstant, sondern als Funktion der Zeit betrachtet werden. Die theoretischen Hintergründe dieser Vorgehensweise erläutert Coles (2001), hydrologische Anwendungen liefern z. B. Katz et al. (2002) und Willems (2004).

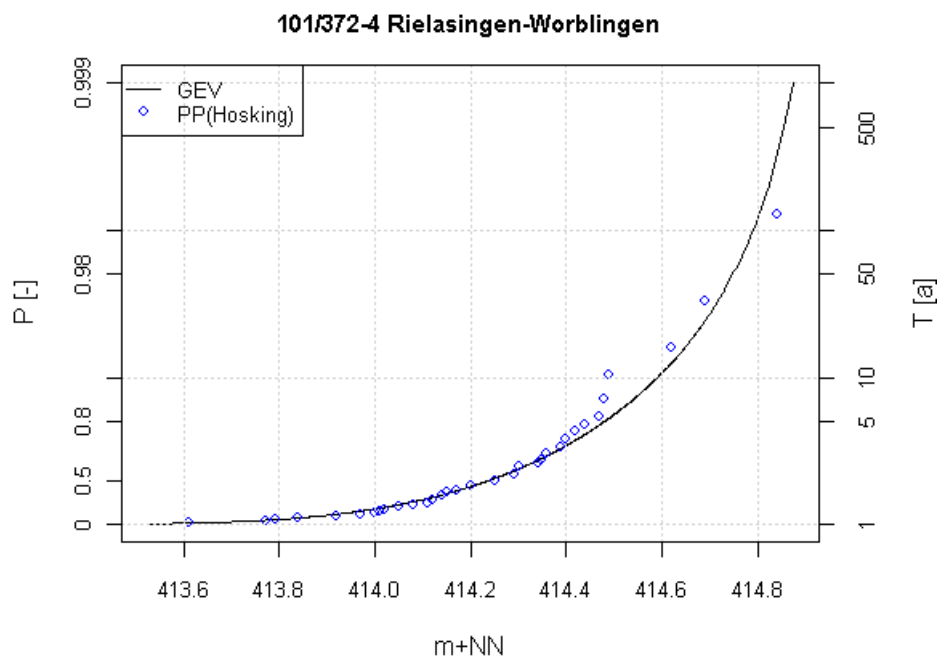


Abbildung 3.13:
Anpassung der GEV
an die jährlichen
Grundwasserhöchst-
stände am Beispiel
der Messstelle
101/372-4
Rielasingen-
Worblingen.

Im einfachsten Fall, wenn nur der Lokationsparameter μ als linear trendbehaftet betrachtet wird, ergibt sich das Modell $y(t) \sim \text{GEV}(\mu(t), \sigma, \gamma)$, $\mu(t) = b_0 + b_1 t$. Das Wahrscheinlichkeitsmodell hat also in diesem Fall die vier Parameter b_0 , b_1 , σ und γ . Die Trendkomponente kann auch nichtlineare Funktionen oder Sprungfunktionen annehmen. Anstelle oder zusätzlich zum Lokationsparameter kann auch der Skalen- oder der Formparameter (oder beide) als zeitabhängige Größe modelliert werden. Die Parameterschätzung kann bei dieser Art der Erweiterung nur mittels der Maximum-Likelihood-Methode erfolgen.

Prinzipiell strebt man an, bei der Beschreibung der Wahrscheinlichkeitsverteilung der Extremwertserie $y(t)$ möglichst wenige Parameter zu schätzen. Zur Festlegung der signifikanten Terme hat sich der Devianz-Test bewährt (z. B. Andreß 1986). Zentrale Prüfgröße ist dabei die so genannte Devianz. Dabei werden zwei Modelle mit unterschiedlicher Parameteranzahl auf Grundlage der Maximum-Likelihood-Schätzung auf Signifikanz der zusätzlichen Parameter getestet. So kann entschieden werden, ob das komplexere Modell die Extremwertserie besser beschreibt, oder das einfachere Modell ausreicht.

Erweiterung der instationären Wahrscheinlichkeitsanalyse (IWA) durch objektivierte Segmentierung

Die Trendkomponente der IWA kann prinzipiell unterschiedliche Formen annehmen. Es liegt nahe, die in Abschnitt 3.2.5 erläuterte segmentierte Regression mit der IWA zusammenzuführen, so dass sich die Parameter der GEV potenziell zu unterschiedlichen Zeitab-

schnitten in unterschiedlicher Weise verändern können. Bei diesem Ansatz ist zu ermitteln, zu welchen Zeitpunkten die Datenreihe segmentiert werden sollte und ob die Segmentierung statistisch sinnvoll ist. Beide Fragen lassen sich innerhalb des theoretischen Konzeptes der IWA in eindeutiger und objektiver Form beantworten, die erste mittels der Maximum-Likelihood-Methode, die zweite auf der Grundlage des Devianztests:

Zunächst werden das stationäre und das trendbehaftete Wahrscheinlichkeitsmodell ermittelt und mittels Devianztest bewertet, ob das komplexere, trendbehaftete Modell dem einfacheren, stationären Modell vorzuziehen ist.

Ist dies der Fall, so wird im trendbehafteten Modell ein Knickpunkt an der Stelle b_{pi} eingefügt und zur Schätzung der GEV-Parameter wird das einfache Trendmodell durch ein segmentiertes Trendmodell mit stetigem Übergang ersetzt. Wird nun b_{pi} sukzessiv entlang aller Datenpunkte $i=1, \dots, n$ der Extremwertreihe verschoben und die GEV-Parameter jeweils neu geschätzt, so erhält man für jeden Punkt den jeweils optimierten Wert der Maximum-Likelihood-Funktion. Der optimale Knickpunkt $b_{p \text{ opt}}$ ist nun derjenige, bei dem dieser Maximum-Likelihood-Wert maximal ist.

Mittels des Devianztestes kann nun verglichen werden, ob das komplexere Modell mit am Punkt $b_{p \text{ opt}}$ segmentiertem Trend dem Modell mit einfachem Trend vorzuziehen ist. Ist dies der Fall, so wird im nächsten Schritt mittels des gleichen Prinzips untersucht, ob das Modell an einer weiteren Stelle segmentiert werden sollte, wobei die Entscheidung über die Einführung des zweiten Knickpunktes wiederum anhand des Devianztestes erfolgt. Die Schritte werden fortgesetzt, bis der Devianztest eine weitere Segmentierung verwirft oder eine vorgegebene maximal erlaubte Anzahl von Knickpunkten erreicht wird. Durch die Vielzahl von Rechenschritten, jeder einzelne verbunden mit einer Optimierungsrechnung zur Likelihood-Maximierung, wird das Verfahren relativ rechenzeitaufwändig.

3.3.2 Stationäre und instationäre zweidimensionale Wahrscheinlichkeitsanalyse

Die siebenparametrische bivariate Extremwertverteilung dient der gemeinsamen Beschreibung einer bivariaten Stichprobe von Extremwerten (X, Y) . Die beiden Variablen X und Y werden dabei jeweils mittels der Verallgemeinerten Extremwertverteilung GEV (s. Abschnitt 3.3.1) mit den Parametern $(\mu_x, \sigma_x, \gamma_x)$ sowie $(\mu_y, \sigma_y, \gamma_y)$ modelliert. Zentral bei der bivariaten Wahrscheinlichkeitsmodellierung ist die Nachbildung der Abhängigkeitsstruktur zwischen den beiden Variablen. Dazu wurden im Fall der bivariaten Extremwertverteilung verschiedene symmetrische und asymmetrische Modelle entwickelt (Tawn 1988, Joe 2001), wobei hier ausschließlich das logistische Modell betrachtet wird, das zu folgender bivariater Wahrscheinlichkeitsverteilung führt:

$$F_{xy} = P[X \leq x, Y \leq y] = \exp\left\{-\left(z_x^{1/\alpha} + z_y^{1/\alpha}\right)^\alpha\right\}, \quad 0 < \alpha \leq 1$$

$$z_x = \left\{1 + \gamma_x (X - \mu_x) / \sigma_x\right\}^{-1/\gamma_x},$$

$$z_y = \left\{1 + \gamma_y (Y - \mu_y) / \sigma_y\right\}^{-1/\gamma_y}$$

Der Parameter α quantifiziert dabei die Abhängigkeit zwischen X und Y . Unabhängigkeit liegt vor, wenn α den Wert 1 annimmt; je kleiner α ist, desto stärker ist die Abhängigkeit zwischen den beiden Zufallsvariablen.

Die Anwendung der bivariaten Extremwertverteilung setzt eine geeignete Methode zur Schätzung der sieben Parameter voraus. Ebenso wie bei der univariaten Analyse wird auch bei der bivariaten Analyse die Maximum-Likelihood-Methode dazu verwendet, wobei als Startwert für die Marginalverteilungen eine jeweils univariate Anpassung an die beiden Variablen mit einem als 1 angenommenen Parameter α erfolgt. Auf eine Darstellung der zu maximierenden Likelihood-Funktion wird hier verzichtet (s. z. B. Tawn 1988, Joe 2001). Die Prüfung der Anpassungsgüte ist im zweidimensionalen Fall komplexer als bei der univariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse.



Hier wird dazu auf die bedingte Wahrscheinlichkeit $\Pr(X | Y)$ zurückgegriffen (Yue / Rasmussen 2002) und untersucht, ob die empirische, bedingte Unterschreitungswahrscheinlichkeit der theoretisch zu erwartenden, bedingten Unterschreitungswahrscheinlichkeit hinreichend ähnlich ist. Die Ähnlichkeit wird dabei mittels des Pearson-Korrelationskoeffizienten gemessen.

Ebenso wie die univariate Wahrscheinlichkeitsanalyse kann auch die bivariate Wahrscheinlichkeitsanalyse instationär erweitert werden. Dabei werden mögliche Trends der beiden Variablen getrennt voneinander behandelt und mittels der Devianzanalyse (Abschnitt 3.3.1) hinsichtlich ihrer Signifikanz überprüft (Coles 2001). Die Erweiterung bedarf einer erweiterten Definition der Likelihood-Funktion, bei der trendartige Veränderungen z. B. von μ_x oder μ_y in Form einer linearen Gleichung, also z. B. $\mu_x = b_{x0} + b_{x1} t$, berücksichtigt werden (Coles 2001). Folgende Fälle werden hier mittels Devianztest gegeneinander getestet:

- Kein Trend,
- Trend in μ_x ,
- Trend in μ_y ,
- Trend in μ_x und μ_y .

Anders als bei den univariaten Extremwertanalysen werden hier keine segmentierten Trends betrachtet. Die Ermittlung von Quantilen der Wiederkehrzeit T im Fall bivariater Wahrscheinlichkeitsanalysen ist komplexer als bei univariaten Analysen, weil $F_{xy} = \Pr[X \leq x, Y \leq y]$ nicht einen, sondern drei mögliche Fälle beschreibt, nämlich dass entweder x oder y oder x und y unterschritten werden. Die im univariaten Fall gültige Zuweisungsvorschrift $T_x = 1/(1 - F_x)$, mit T_x als Wiederkehrzeit und $F_x = \Pr[X \leq x]$ muss daher im bivariaten Fall bei Betrachtung der typischerweise interessierenden Wahrscheinlichkeit $F'_{xy} = \Pr[X > x \wedge Y > y]$ (gleichzeitiges Überschreiten von x und y) wie folgt erweitert werden (Yue / Rasmussen 2002):

$$T'_{xy} = \frac{1}{1/T_x + 1/T_y - 1/T_{xy}},$$

$$T_x = 1/(1 - F_x),$$

$$T_y = 1/(1 - F_y),$$

$$T_{xy} = 1/(1 - F_{xy}).$$

Im Sonderfall der vollständigen stochastischen Unabhängigkeit zwischen X und Y , also $\alpha = 0$, gilt $T'_{xy} = T_x \cdot T_y$. Handelt es sich bei X und Y um partielle Serien mit dem Stichprobenumfang M , gezogen aus einer Messreihe von N Beobachtungsjahren, so lässt sich die Jährlichkeit T_n anhand der Wiederkehrzeit abschätzen mit $T_{nxy} = T'_{xy} \cdot N/M$ (Maniak 2005).

3.4 Weitere statistische Verfahren

3.4.1 Kreuzkorrelation und Differenzenfilter für bivariate Betrachtungen

Die *Kreuzkorrelationsfunktion* Cor_{XY} ist das klassische Hilfsmittel bei der bivariaten Analyse von Zeitreihen. Sie drückt den Zusammenhang zwischen zwei äquidistanten Zeitreihen X und Y mit den Varianzen Var_X und Var_Y bei Verschiebung von Y um k Zeitinkremente aus und wird wie folgt ermittelt:

$$Cor_{XY}(k) = \frac{Cov_{XY}(k)}{Var_X Var_Y}, \quad Cov_{XY}(k) = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-k} (x_i - \bar{x})(y_{i+k} - \bar{y}) & k = 0, 1, \dots, K \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1-k}^{n-k} (x_i - \bar{x})(y_{i+k} - \bar{y}) & k = -1, -2, \dots, K \end{cases}$$

Es handelt sich also im Wesentlichen um die Pearson-Produkt-Moment-Korrelation für Zeitreihen, die um k Zeiteinheiten verschoben werden. Die Verschiebung wird auch als Lag bezeichnet.

Mit Hilfe von *Differenzenfiltern* werden in der Regel deterministische Instationaritäten und Zyklen aus Zeitreihen entfernt. Einen Differenzenfilter 1. Ordnung erhält man bei fortlaufender Subtraktion der benachbarten Werte einer Zeitreihe ($y_{d,i} = y_{i+1} - y_i$). Ist ein linearer Trend in einer Reihe enthalten, so wird dieser durch den Differenzenfilter 1. Ordnung aus der Reihe eliminiert, ein quadratischer Trend durch einen Differenzenfilter 2. Ordnung. In vergleichbarer Weise lässt sich ein Jahrgang aus einer Reihe entfernen, wenn man nicht die benachbarten Werte subtrahiert, sondern die um die Zykluslänge p voneinander entfernt liegenden Werte ($y_{s,i} = y_{i+p} - y_i$). Dabei handelt es sich um einen saisonalen Differenzenfilter. Die Anwendung eines saisonalen Filters wird in Abbildung 3.14 demonstriert. Wie zu erkennen, wird bei der saisonal differenzierten Reihe (rot) nicht nur die Saisonfigur sondern gleichzeitig auch ein linearer Trend eliminiert.

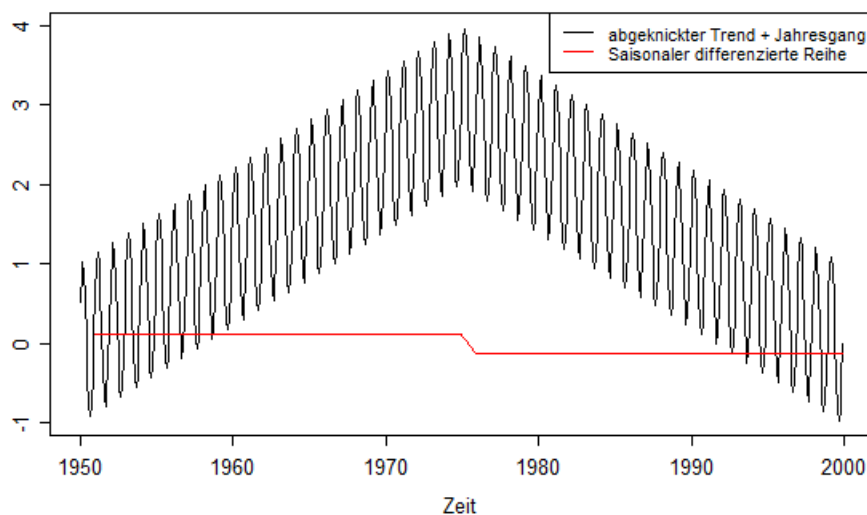


Abbildung 3.14:
Anwendung eines
saisonalen Differen-
zenfilters auf eine
deterministische
Testreihe mit Trend
und Saisonfigur.

3.4.2 Clusteranalysen auf Basis von Messstellenattributen

Ziel der Clusteranalyse ist die Gruppierung von Objekten (hier Messstellen) auf der Grundlage der sie kennzeichnenden Objektmerkmale. Dabei sollen die Objekte einer möglichst kleinen Zahl von homogenen Clustern mit gleichzeitig möglichst großer Unterschiedlichkeit zwischen den Clustern zugeteilt werden. „Clusteranalyse“ ist ein Sammelbegriff für unterschiedliche Verfahrensgruppen, wobei die beiden wichtigsten die hierarchisch-agglomerativen und die partitionierenden Verfahren sind (Backhaus et al. 2006).

Hierarchisch-agglomerative Clusteranalyse

Bei der hierarchisch-agglomerativen Clusteranalyse wird iterativ vorgegangen, d.h. die Cluster entstehen schrittweise durch Vergleich jedes einzelnen Objekts mit allen anderen Objekten bzw. mit den in den vorangegangenen Teilschritten bereits aufgebauten Clustern. Dabei wird zunächst jedes einzelne Objekt als ein eigenständiges Cluster (Einheitscluster) verstanden, das im zweiten Schritt mit dem ihm ähnlichsten (nächsten) zu einem zweielementigen Cluster zusammengefügt wird usw. Zur Bestimmung der Entfernung zweier Objekte bedarf es eines Distanzmaßes (euklidische Distanz, Manhattan-Distanz oder maximale Distanz). Ferner ist eine Regel notwendig, in welcher Weise die Ähnlichkeit zwischen bereits zusammengefassten Clustern gemessen wird (Linkage).

Neben dem verwendeten Distanzmaß und der Linkage-Methode wird das Ergebnis der Clusteranalyse bei gegebenen Clustervariablen auch durch deren Gewichtung und natürlich die Anzahl gebildeter Klassen beeinflusst. Letztere kann anhand der Änderung des Abstandsmaßes in Abhängigkeit von der Clusteranzahl abgeleitet werden.



Partitionierende Clusteranalyse

Ein Grundproblem der hierarchisch-agglomerativen Clusteranalyse besteht darin, dass ein einmal einem Cluster zugeordnetes Objekt verfahrensbedingt nicht mehr umgruppiert werden kann. Aus diesem Grund kann es vorteilhaft sein, der hierarchisch-agglomerativen eine partitionierende Clusteranalyse nachzuschalten. Die Gemeinsamkeit aller partitionierenden Verfahren besteht darin, dass, ausgehend von einer vorgegebenen Gruppierung (z. B. ermittelt anhand der hierarchisch-agglomerativen Clusteranalyse), durch Verlagerung von Objekten in andere Gruppen versucht wird, eine verbesserte Gesamtlösung zu erhalten. Die verschiedenen Partitionierungsalgorithmen unterscheiden sich dadurch, wie die Verbesserung gemessen wird und wie der Austausch der Objekte geregelt wird. Der bekannteste partitionierende Algorithmus ist das sogenannte K-Means-Verfahren, bei dem die beste Gesamtlösung diejenige ist, bei der die quadrierte Abweichung vom arithmetischen Gruppenschwerpunkt minimal ist und jeweils dasjenige Objekt verlagert wird, das zur größtmöglichen Verringerung der Varianz innerhalb der Gruppen führt (zu Details s. z. B. Backhaus et al. 2006).

3.4.3 Multivariate Regressionsmodelle

Regressionsmodelle dienen der Prognose metrischer Zielgrößen durch eine oder mehrere Prädiktorvariablen. Bei der linearen multiplen Regression wird Zielgröße Y als Linearkombination von p erklärenden Variablen X dargestellt. Dabei liegt das folgende Modell zugrunde:

$$\eta(Y) = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \lambda_i(X_i) + \varepsilon_i$$

mit:

Y	Zielgröße
X	erklärende Variable
p	Anzahl der berücksichtigten erklärenden Variablen
a_0 bis a_p	Parameter des multiplen Regressionsmodells
ε_i	Residuum
$\eta(), \lambda()$	Transformationsvorschriften, z. B. Logarithmus

Die Auswahl (einer möglichst kleinen Zahl) erklärender Variablen aus der Gesamtheit (einer möglichst großen Zahl) potentiell erklärender Variablen (sogenannte Modellidentifikation) ist eine zentrale Fragestellung beim Aufbau von Regressionsmodellen. Dazu gibt es eine Reihe von Strategien, wobei hier nur die kriterienbasierten Methoden (AIC und BIC) im Rahmen einer schrittweisen Regression betrachtet werden.

Informationskriterien (IC) stellen eine Kombination des Maximum-Likelihood-Prinzips mit informationstheoretischen Überlegungen dar. Die Güte eines Regressionsmodells bei einer Stichprobe des Umfangs n und der Fehlervarianz σ^2 wird dabei anhand einer Funktion beurteilt, die bei der Schätzung von p Parametern mit Hilfe der Kleinstquadratmethode folgende Form annimmt:

$$IC = n \cdot (\ln(2\pi) + 1) + n \cdot \ln(\sigma^2) + k \cdot (p + 2).$$

Dabei spricht man von AIC, wenn k in der obigen Formel den Wert zwei annimmt ($k=2$) und von BIC, wenn k festgelegt wird als $k=\ln(n)$. AIC und BIC nehmen theoretisch Werte zwischen minus und plus unendlich an. Je kleiner der Wert, desto besser ist die Anpassung. Anders als das bekanntere Bestimmtheitsmaß, das der durch das Modell erklärten Varianz entspricht und daher bei Hinzunahme weiterer Variablen stetig größer wird, wird bei AIC und BIC eine möglichst optimale Anzahl p von Variablen gesucht. Dies erkennt man in obiger Formel daran, dass neben der Fehlervarianz σ^2 auch die Anzahl p der im Modell verwendeten Variablen einfließt und einem überparametrisierten Modell entgegenwirkt. Dabei tendiert BIC allgemein zu Modellen mit weniger Parametern als AIC.

Die Werte der Kriterien AIC und BIC werden verwendet, um Modelle unterschiedlicher Komplexität bewertend zu vergleichen. Bei der Festlegung der zu vergleichenden Modelle gibt es im Wesentlichen zwei Strategien: Zum einen kann man sämtliche denkbaren Modellkombinationen testen, was sehr aufwändig sein kann. Die andere Möglichkeit besteht darin, die zu testenden Modelle in geeigneter Weise einzuschränken, wozu sich die sogenannte „schrittweise Regression“ mit den Prinzipien Vorwärtsselektion, Rückwärtselimination oder Kombination aus Vorwärtsselektion und Rückwärtselimination anbietet. Bei der Rückwärtselimination wird zunächst dasjenige Modell aufgestellt, das sämtliche potentiell erklärenden Variablen enthält und bei dem dann in den nächsten Schritten jeweils diejenige Variable entfernt wird, die die geringste Bedeutung bei der Prognose der Zielgröße aufweist. Bei der Vorwärtsselektion werden demgegenüber ausgehend vom sogenannten Null-Modell (keine erklärende Variable) sukzessive möglichst bedeutsame Variablen hinzugefügt. Der Prozess stoppt, wenn das verwendete Kriterium optimale Werte aufweist.

3.4.4 SARIMAX-Modelle

Die in der Zeitreihenanalyse verbreiteten ARIMA-Modelle bezeichnen lineare Modelle für stationäre, zeitdiskrete stochastische Prozesse. ARIMA ist dabei ein Akronym für „Auto-Regressive Integrated Moving Average“. Die grundlegende Gleichung lautet

$$y_t = \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t,$$

wobei der erste Term dem autoregressiven Teil und der zweite Term dem Moving-Average-Teil des Modells entspricht. ε ist ein weißes Rauschen und p und q bezeichnen die Ordnung der entsprechenden Modellteile. Wesentliche Teile der Literatur über ARIMA-Modelle beschäftigen sich mit den Fragen, wie die Ordnungen p und q bestimmt werden sollten und wie die Parameter des Modells zu schätzen sind. Im Standardwerk der Zeitreihenanalyse von Box / Jenkins (1970) sind die Autokorrelations- und partiellen Autokorrelationsfunktionen maßgeblich für die Festlegung der Ordnungen. Die dort erläuterten Techniken werden hier nicht im Detail dargestellt, sie werden aber bei der späteren Anwendung der Modelle zu Grunde gelegt. Gehen nicht unmittelbar die y -Werte, sondern deren Differenzen ($y_t - y_{t-1}$) in das Modell ein, so dass hinterher die Modellprognosen wieder "integriert" (also aufsummiert) werden müssen, spricht man von ARIMA-Modellen. Die Differenzbildung soll dabei zur Stationarität der differenzierten Zeitreihe führen (Differenzenfilter, Abschnitt 3.4.1).

ARIMA-Modelle sind in verschiedener Weise erweitert worden. Bei der hier betrachteten ARIMAX-Variante werden eine oder mehrere exogene Variablen mit in das Modell einbezogen. Dabei erweitert sich die Modellschätzung so, dass neben den Parametern für den AR- und den MA-Teil auch die Parameter für die exogenen Variablen simultan geschätzt werden. Dies erfolgt in der Regel durch nichtlineare Optimierungstechniken. Wird schließlich auch die Saisonfigur, also der Jahreszyklus, mit in die exogene Komponente des Modells aufgenommen, dann spricht man von SARIMAX-Modellen, wobei das „S“ den saisonalen Modellteil symbolisiert.

Speziell in der Grundwasserstatistik werden die durch eine exogene Komponente erweiterten stochastischen Modelle mitunter auch als Transferfunktionsmodelle bezeichnet. Anwendungen dieser Modellklasse im Bereich der Grundwasserhydrologie finden sich zum Beispiel bei Tankersley et al. (1993), Van Geer / Zuur (1997) sowie Yi / Lee (2004).



4 Untersuchungsergebnisse

In diesem Abschnitt werden zunächst Klimazeitreihen im Hinblick auf Instationaritäten untersucht, da sie als exogene Variablen auf den Verlauf von Grundwasserstands- und Quellschüttungen sowie den grundwasserbürtigen Abfluss wirken oder wirken können.

Danach werden Veränderungen im mittleren Verhalten sowie in den Extremwerten der Grundwasserstände und Quellschüttungen betrachtet und nach Gleichartigkeiten hinsichtlich der Art der Veränderungen (insbesondere Trends und Phasenverschiebungen) zwischen den Grundwasserdaten und den exogenen Variablen gesucht.

Abschließend werden Veränderungen der grundwasserbürtigen Abflüsse betrachtet, die aus Pegeldaten von Oberflächengewässern ermittelt wurden.

4.1 Trends und Periodizitäten in exogenen Variablen

4.1.1 Lokale Trends

Mittels lokal gewichteter Regressionen auf die Zeit (vgl. Abschnitt 3.2.3) wird nachfolgend das Änderungsverhalten von Klimaelementen erfasst. Dies erfolgt zunächst anhand überregionaler und aus gemittelten Klimastationsdaten gebildeter Reihen. Anschließend werden Temperatur, Niederschlag und Wasserdargebot an den einzelnen Messstellen betrachtet.

Hinsichtlich der überregionalen Zeitreihen werden zunächst der NAO-Index (Abbildung 4.1) und die Sonnenflecken (Abbildung 4.2) betrachtet. Es werden dann die Klimaelemente Lufttemperatur (Abbildung 4.3), Sonnenscheindauer (Abbildung 4.4), Windgeschwindigkeit (Abbildung 4.5) und relative Luftfeuchte (Abbildung 4.6) in Form regionaler, mittlerer Zeitreihen untersucht. Zur Erstellung dieser regionalen mittleren Zeitreihen wurde wie folgt vorgegangen:

- Aggregation der Zeitreihen sämtlicher vorliegenden süddeutschen Stationen durch Mittelwertbildung zu Datenreihen mit monatlicher Zeitschrittweite.
- Berechnung des arithmetischen Mittelwerts für jeden Monat ab Januar 1931 anhand aller jeweils verfügbaren Stationen (Gesamtjahrzeitreihe).
- Berechnung lokal gewichteter Regressionen der Gesamtjahrzeitreihen auf die Zeit. Sowohl die Zeitreihe der monatlichen Mittelwerte seit 1931 als auch das Ergebnis der lokalen Regression werden jeweils im oberen Teil der Grafik (Abbildungen 4.1 bis 4.6) dargestellt.
- Durchführung separater, lokal gewichteter Regressionen für die 12 Einzelmonate. Eine Darstellung der Einzelmonatstrends ist im digitalen Anhang zu finden.
- Im unteren Teil der jeweiligen Grafiken wird abgebildet, wie viele Stationen in jedem Zeitschritt zur Berechnung des arithmetischen Mittels jeweils zur Verfügung stehen (Abbildungen 4.3 bis 4.6).

Auf eine gleichartige Behandlung des Niederschlags wird verzichtet, da die arithmetische Mittelung über das Gesamtgebiet hier nicht sinnvoll ist.

Folgendes wird bei Betrachtung der Grafiken deutlich:

- Die Gesamtjahrzeitreihe des NAO-Index (Abbildung 4.1) zeigt einen schwachen Anstieg bis ca. 1900 und danach ein schwaches Abfallen. Dieses Verhalten resultiert aus der gegenseitigen Kompensation erheblicher Instationaritäten, die in den Einzelmonaten auftreten. Die monatlichen Zeitreihen der Wintermonate verlaufen dabei speziell ab etwa 1950 mit deutlichen Zunahmen gegenläufig zu den Zeitreihen der Sommermonate mit ebenso deutlichen Abnahmen.

- Die Sonnenflecken weisen bis etwa 1900 einen leichten Rückgang auf, danach erfolgt ein markanter Anstieg bis etwa 1940, übergehend in einen weniger starken Aufwärtstrend bis etwa 1980 (Abbildung 4.2). Nach etwa 1990 bleiben die Sonnenfleckenanzahlen näherungsweise auf dem gleichen Niveau.
- Bei der Lufttemperatur erfolgt der Übergang zur Instationarität sowohl bei der Gesamtjahreszeitreihe als auch bzgl. der meisten Einzelmonate ab etwa dem Beginn der 1980er Jahre (Abbildung 4.3). Nur bei den Wintermonaten scheint der Trend über längere Phasen anzudauern. Im Vergleich zur Lufttemperatur zeigen die anderen hier untersuchten Klimaelemente im Betrachtungszeitraum in der Regel ausgeprägtere Instationaritäten, wenn man die Veränderungen zum Beispiel in Relation zum jeweiligen Gesamtmittelwert setzt. Auch sind die Unterschiede zwischen den Einzelmonaten teilweise ausgeprägter als bei der Lufttemperatur.
- Die Sonnenscheindauer vermindert sich bei Gesamtjahresbetrachtung bis etwa 1980, um dann nach 10 stationären Jahren ab 1990 wieder anzusteigen (Abbildung 4.4). Dabei verändern sich die Sommer- und Wintermonate in den ersten drei Jahrzehnten gegenläufig zueinander: Während die Sonnenscheindauer in den Sommermonaten leicht zunimmt, sinkt sie in den Wintermonaten deutlich ab. Ab etwa 1980 steigt die Sonnenscheindauer in allen Monaten, insbesondere im August.
- Bei der Windgeschwindigkeit treten die markantesten Instationaritäten auf. Die Windgeschwindigkeiten fallen bis in die 1980er Jahre in allen Monaten deutlich ab, danach steigen sie noch markanter wieder an (Abbildung 4.5).
- Die relative Luftfeuchte verhält sich bei Gesamtjahresbetrachtung nach geringfügigem Anstieg bis etwa 1950 näherungsweise stationär mit einer leichten Tendenz zur Abnahme (Abbildung 4.6). Dies beruht auf gegenläufigen Veränderungen, wobei Zunahmen ab etwa 1980 in den Monaten Oktober bis Dezember, z. T. auch August, leicht überkompensiert werden durch Abnahmen in den anderen Monaten.

Die dargestellten Veränderungen von mittlerer Lufttemperatur, Sonnenscheindauer, Windgeschwindigkeit und relativer Luftfeuchte basieren – zumindest seit 1946 – auf einer großen Zahl von Klimastationen, so dass die Aussagen relativ zuverlässig sind. Alle betrachteten Klimaelemente sind relevante Größen im Hinblick auf die Verdunstung. Beim Wind sollte beachtet werden, dass es sich um eine sehr variable Größe handelt, die oft auch mit hohen Messfehlern verbunden ist und deren großräumige Mittelung weniger aussagekräftig ist als die von Sonnenscheindauer oder relativer Luftfeuchte.

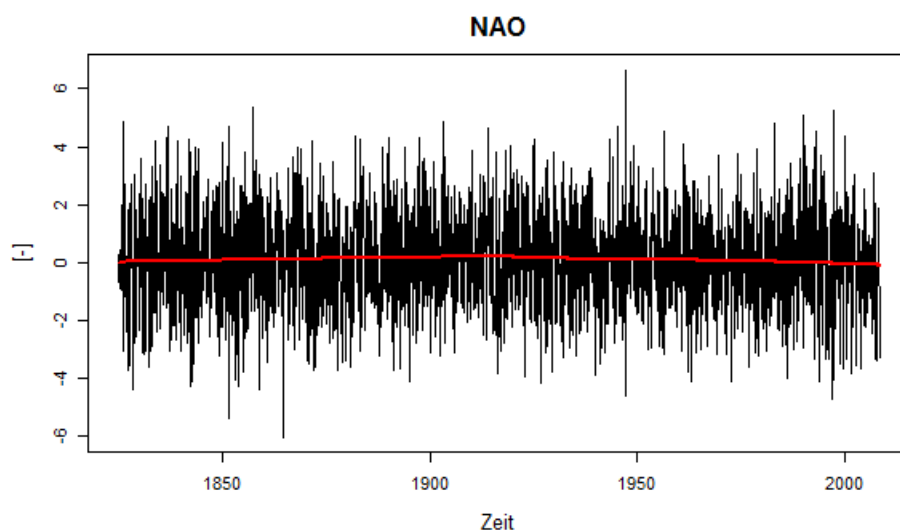


Abbildung 4.1:
Lokale Trends des
NAO-Index.

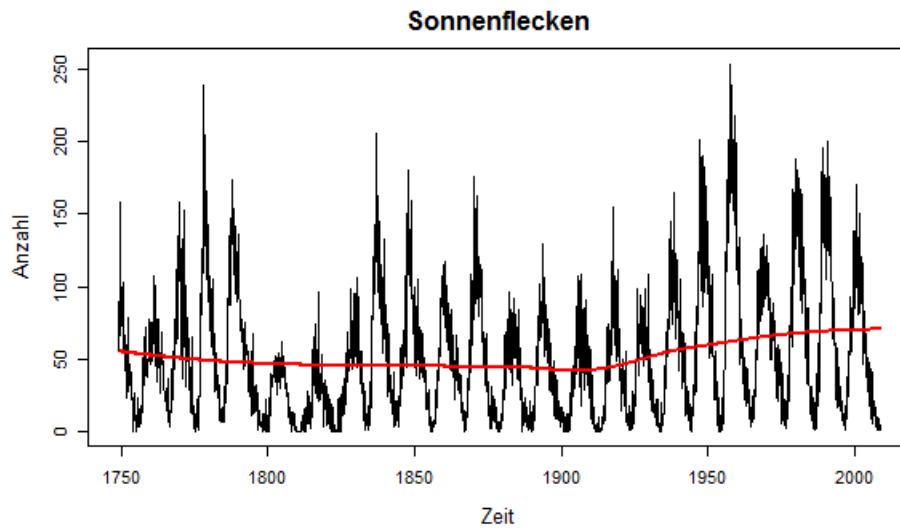


Abbildung 4.2:
Lokale Trends der
Sonnenflecken.

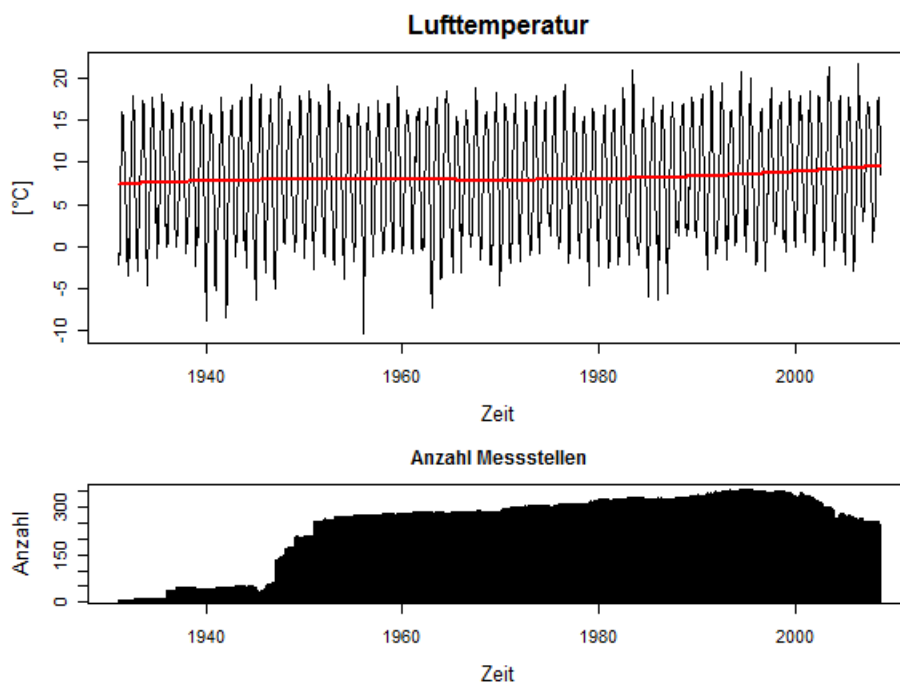


Abbildung 4.3:
Lokale Trends der
Lufttemperatur,
ermittelt anhand
von Monats-
mittelwerten über
alle verfügbaren
Stationen.

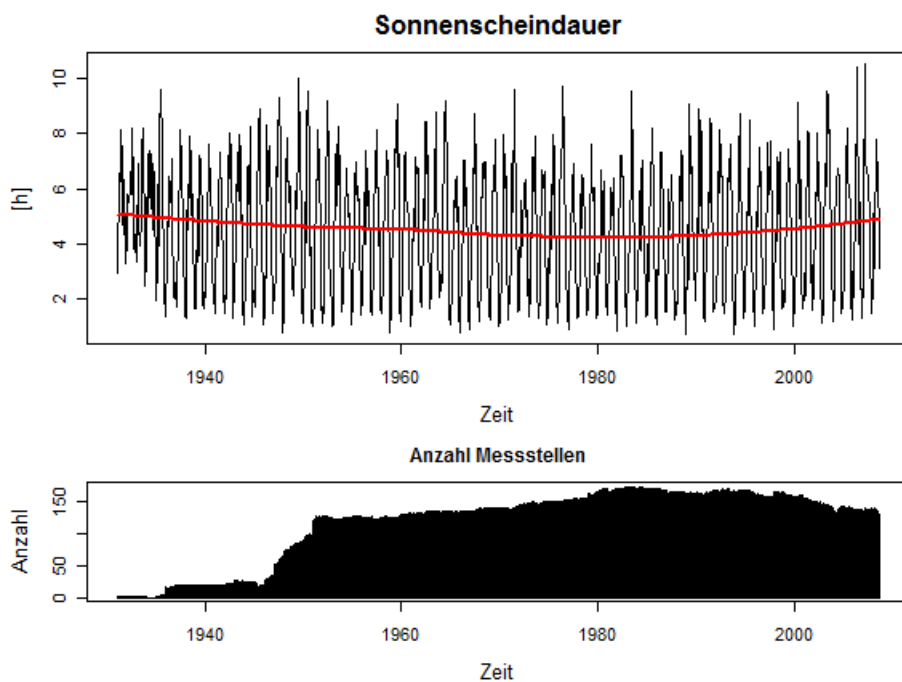


Abbildung 4.4: Lokale Trends der Sonnenscheindauer, ermittelt anhand von Monatsmittelwerten über alle verfügbaren Stationen.

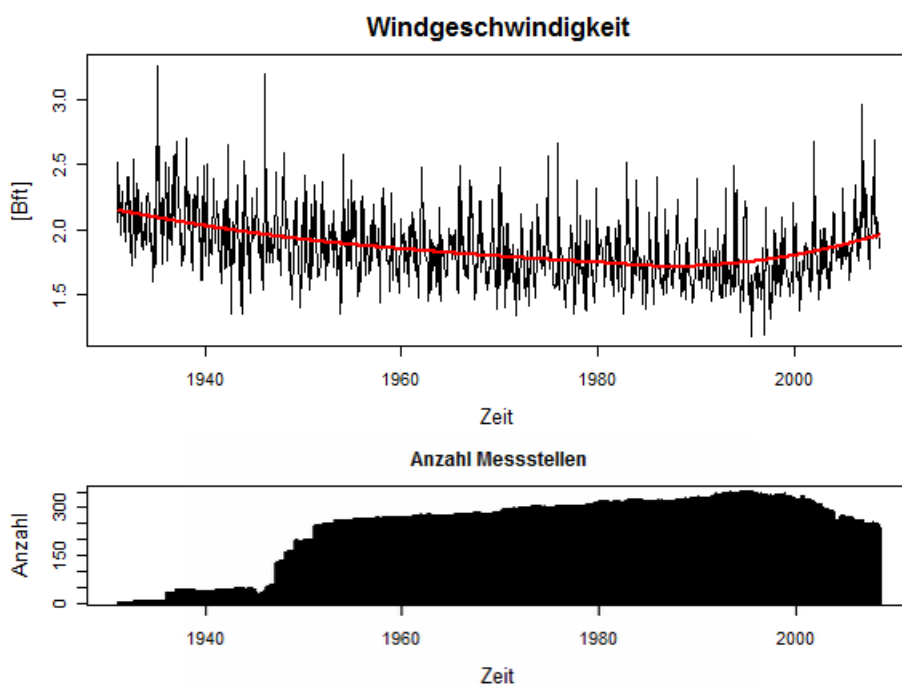


Abbildung 4.5: Lokale Trends der Windgeschwindigkeit, ermittelt anhand von Monatsmittelwerten über alle verfügbaren Stationen.

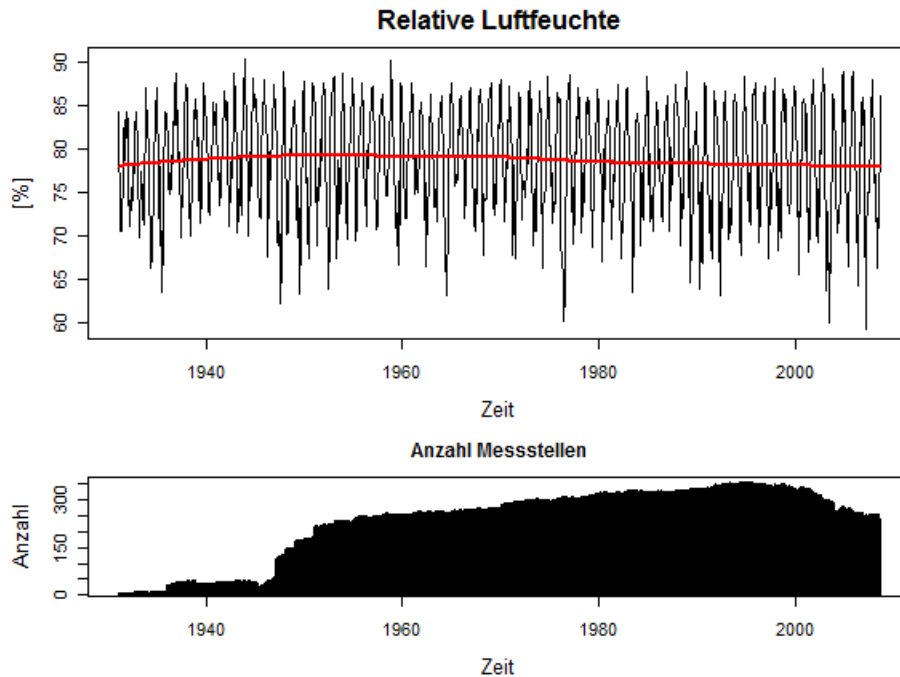


Abbildung 4.6: Lokale Trends der relativen Luftfeuchte, ermittelt anhand von Monatsmittelwerten über alle verfügbaren Stationen.

Die weiteren Betrachtungen zu lokalen Trends beziehen sich auf die interpolierten Werte der Klimaelemente Lufttemperatur, Niederschlag und Wasserdargebot an den Koordinaten der Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen. Um dabei zu möglichst aussagekräftigen Darstellungen zu kommen und das gleichartige Verfahren später auch auf die Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen anwenden zu können, wird wie folgt vorgegangen:

- z-Transformation aller Wochenwertzeitreihen (Division der mittelwertbereinigten Reihe durch die Standardabweichung), so dass die transformierten Reihen per Definition einen Mittelwert von Null und eine Standardabweichung von Eins haben.
- Anwendung der lokal gewichteten Regression auf die transformierten Reihen.
- Überlagerung sämtlicher lokalen Trends in einer einzigen Grafik.

Das Ergebnis der Vorgehensweise zeigt Abbildung 4.7 für die Lufttemperatur, Abbildung 4.9 für den Niederschlag und Abbildung 4.11 für das Wasserdargebot. Bei allen drei Variablen fällt der relativ gleichartige Verlauf der 127 lokalen Trends auf.

Bei der Lufttemperatur lassen sich die Trendlinien anhand des Zeitraums 1930 bis 1940 gruppieren; eine Gruppe zeigt Zunahmen, die andere Abnahmen der Lufttemperatur (in der Abbildung rot bzw. schwarz eingefärbt). Wie in Abbildung 4.8 zu erkennen, zeigen diese gegenläufigen Trends in den 1930er Jahren eine eindeutige räumliche Differenzierung: die Abwärtstrends treten vor allem im Norden des Untersuchungsgebietes auf, die Aufwärtstrends im Süden.

Ein deutlicher Anstieg der Lufttemperaturen ist erst ab 1980 zu verzeichnen (vgl. Abbildung 4.3).

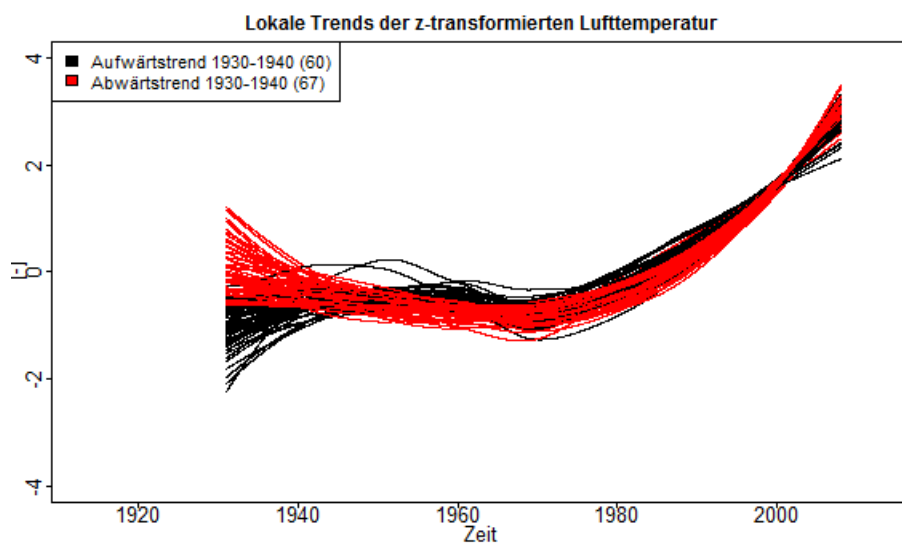


Abbildung 4.7:
Lokale Trends für
127 Zeitreihen der
z-transformierten
Lufttemperatur.

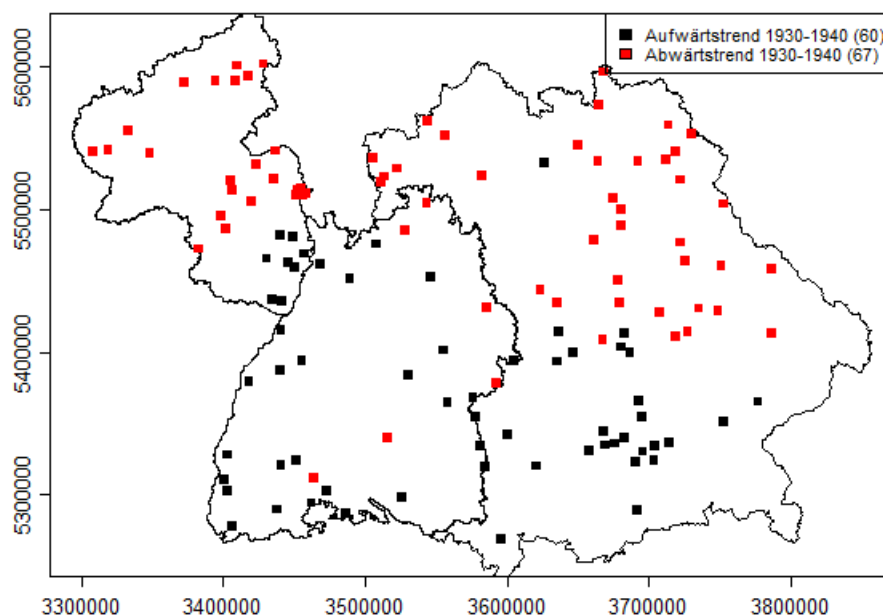


Abbildung 4.8:
Regionales
Verhalten der
Lufttemperatur im
Zeitraum 1930–
1940.

Die lokalen Trends der z-transformierten Zeitreihen des Niederschlags unterscheiden sich im Zeitraum 1930–1940 sowie ab 2000 deutlich voneinander, während dazwischen starke Konformitäten im Verlauf bei den meisten Reihen erkennbar sind. Wie Abbildung 4.10 deutlich macht, zeigen die Reihen im Osten häufig Aufwärtstrends in beiden fraglichen Zeiträumen, während bei den Stationen im Westen nach 2000 eher Abwärtstrends zu verzeichnen sind.

Die Wasserdargebotszeitreihen (Abbildung 4.11) verhalten sich sehr ähnlich zu den Niederschlagszeitreihen (Abbildung 4.9).

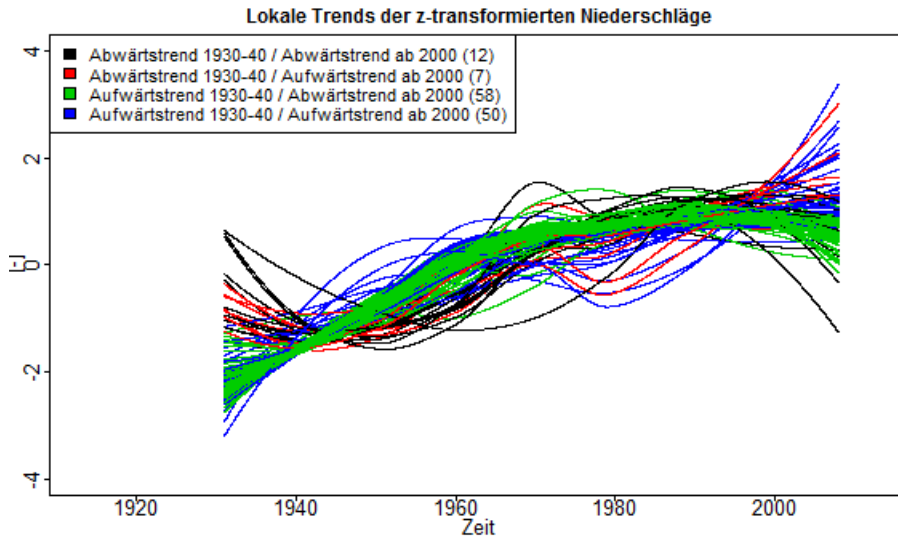


Abbildung 4.9: Lokale Trends für 127 Zeitreihen des z-transformierten Niederschlags.

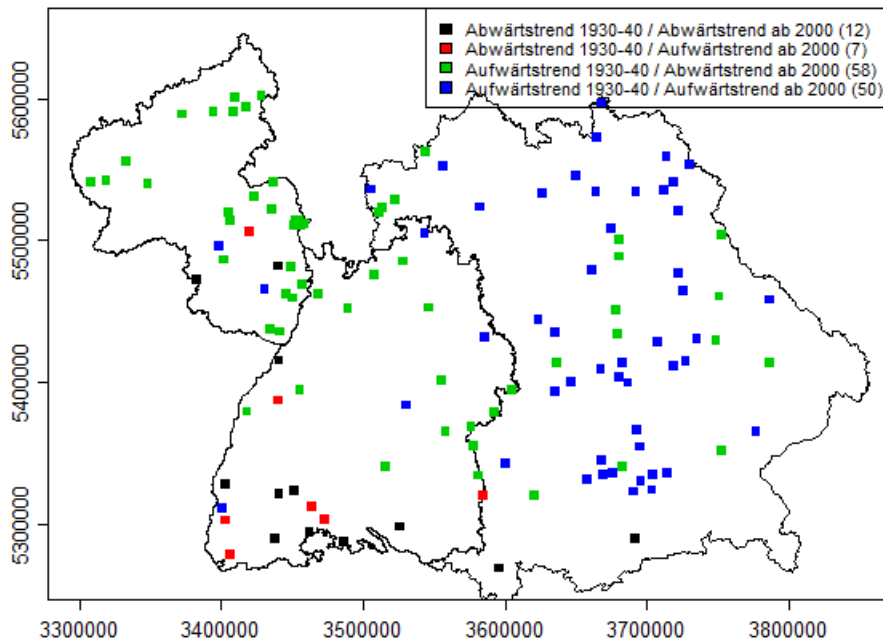


Abbildung 4.10: Regionales Verhalten des Niederschlags im Zeitraum 1930–1940 sowie nach 2000.

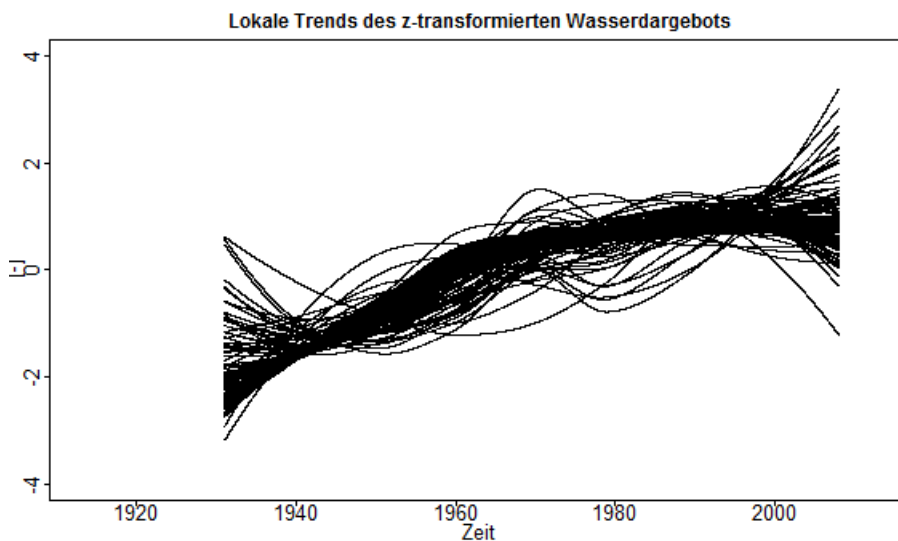


Abbildung 4.11: Lokale Trends für 127 Zeitreihen des z-transformierten Wasserdargebotes.

4.1.2 Trenddreiecke

Zur Erstellung von Trenddreiecken wird der Mann-Kendall-Trendtest auf alle möglichen Zeitfenster einer Zeitreihe angewendet; Veränderungen von Trends in einer Zeitreihe zeigen sich im Trenddreieck in Form charakteristischer Strukturen (Abschnitt 3.2.1).

In den nachfolgenden Abbildungen werden Trenddreiecke für verschiedene Zeitreihen von Klimaelementen dargestellt. Zunächst zeigt Abbildung 4.12 das Ergebnis der Trenddreiecke bezogen auf die NAO-Zeitreihe (links) und Sonnenfleckenzahlreihe (rechts).

Der NAO-Index ist demnach offensichtlich sowohl über den Gesamtzeitraum betrachtet als auch innerhalb beliebiger Teilzeiträume stationär (vgl. auch Abbildung 4.1, oben). Ein recht komplexes Muster abwechselnder Phasen von Zu- und Abnahmen zeigt demgegenüber die Sonnenfleckenzahl, die die Sonnenaktivität quantifiziert. Der Elftjahreszyklus ist durch kleine kreisförmige bis ovale Strukturen leicht identifizierbar. Interessant sind aber insbesondere die langfristigeren Muster, die nicht auf dem Elftjahreszyklus beruhen. Man erkennt zum Beispiel, dass bei langfristiger Betrachtung seit 1800 ein durchgängiger Anstieg der Sonnenaktivität zu verzeichnen ist. Gleiches gilt, wenn man als Startpunkt der Betrachtung die Jahre zwischen 1900 und etwa 1940 zugrunde legt. Spätere Startzeitpunkte führen bei Vernachlässigung der Elftjresschwingung zu stationärer Sonnenaktivität.

Bezogen auf Lufttemperatur, Niederschlag und Wasserdargebot werden nachfolgend diejenigen 127 Zeitreihen betrachtet, die sich an den jeweiligen Koordinaten der Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen einstellen. Um dabei bei der Vielzahl von Messstellen zu einer möglichst kompakten Darstellung zu kommen, werden die Trenddreiecke zu einem einzigen, für alle 127 Messstellen gültigen Trenddreieck zusammengefasst. Dies ist möglich, indem man für jedes belegte Pixel des Dreiecks auszählt, wie häufig sich, bezogen auf alle Messstellen, eine jeweilige trendartige Veränderung eingestellt hat.

Abbildung 4.13 zeigt dies zunächst bezogen auf die Lufttemperaturen. Auf der linken Seite sind dabei die signifikanten Zunahmen und auf der rechten Seite die signifikanten Abnahmen abgebildet (Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils 5%). Man erkennt, dass sich die Lufttemperaturen im Gesamtbetrachtungszeitraum keineswegs linear erhöht haben (so wie sich etwa die Kohlendioxidwerte in der Atmosphäre im gleichen Zeitraum verändert haben), sondern dass sich die Veränderungen vielmehr auf den Zeitraum ab etwa 1980 konzentrieren. Nicht ganz klar auszumachen ist das Verhalten ab den 1990er Jahren bei den signifikanten Zunahmen. Reichen die dunklen Pixeleinfärbungen nach rechts bis an die Hauptdiagonale heran, dann handelt es sich um eine trendartige Veränderung in diesem Zeitraum. Liegt eine vertikale Begrenzung vor, so handelt es sich um eine eher sprunghafte Veränderung in den 1980er Jahren.

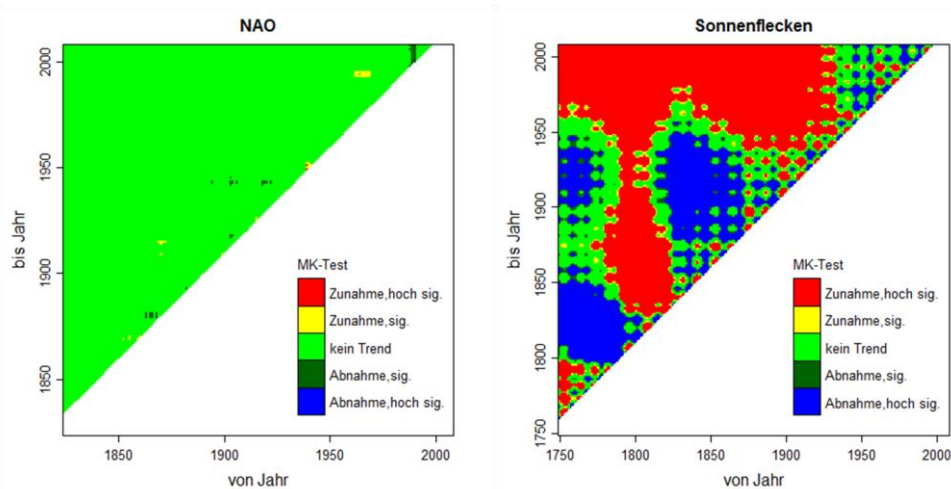


Abbildung 4.12: Trenddreieck für den NAO-Index (links) und die Sonnenflecken (rechts).

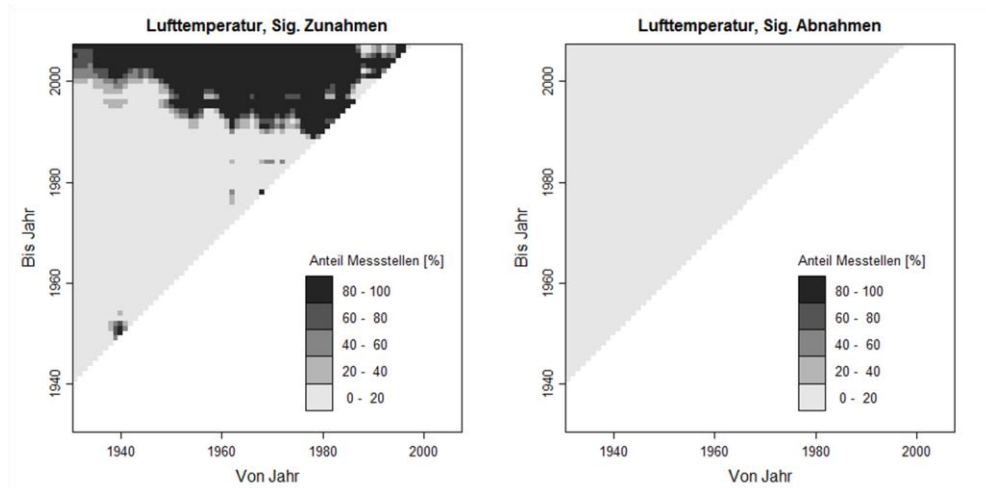


Abbildung 4.13: Trenddreiecke für den Anteil ansteigender (links) und fallender (rechts) signifikanter Trends nach Mann-Kendall bei 127 Lufttemperatur-Zeitreihen.

Eine Antwort auf diese Frage erhält man, wenn man Trenddreiecke für einzelne Monate des Jahres getrennt ermittelt. Entsprechende Darstellungen der Trenddreiecke einzelner Monate finden sich im digitalen Anhang. Der August ist dabei derjenige Monat, der im Wesentlichen prägend ist für das Gesamtjahresergebnis. Etwa um das Jahr 1980 liegt im August eine relativ klare vertikale Grenzlinie vor, so dass eher ein Sprung um 1980 als ein Trend von 1980 bis 2000 vorliegt. Dabei sei nochmals betont, dass hier nicht Daten einer einzelnen Messreihe, sondern die Ergebnisse an allen Standorten der Grundwasser- und Quellschüttungsmessstellen gemeinsam betrachtet werden, was die Stabilität der Aussage deutlich erhöht.

Die dargestellten Ergebnisse stehen im Einklang zu Borchert (2009), der bei sehr großräumigen Betrachtungen zu dem Ergebnis kommt, dass bzgl. der Lufttemperatur in den Jahren 1940 und 1980 sprunghafte Änderungen stattgefunden haben, wobei der erste der beiden genannten Sprünge hier aufgrund des Anfangszeitpunkts der Zeitreihe weder bestätigt noch verworfen werden kann.

Die Trenddreiecke von Wasserdargebot (Abbildung 4.14) und Niederschlag sind nahezu identisch, darum wird hier nur das Ergebnis für die Wasserdargebotszeitreihen gezeigt (Trenddreiecke der Niederschlagszeitreihen sind im digitalen Anhang enthalten). Anhand des Trenddreiecks ist zu erkennen, dass diese Variablen im Vergleich zur Lufttemperatur offensichtlich ein deutlich anderes Veränderungsmuster zeigen, das sich aber ebenfalls als sprung- und nicht als trendartig identifizieren lässt. Dabei kann man den Zeitpunkt dieser sprungartigen Erhöhung relativ klar um das Ende der 1940er Jahre festmachen. Signifikante Abnahmen treten kaum auf.

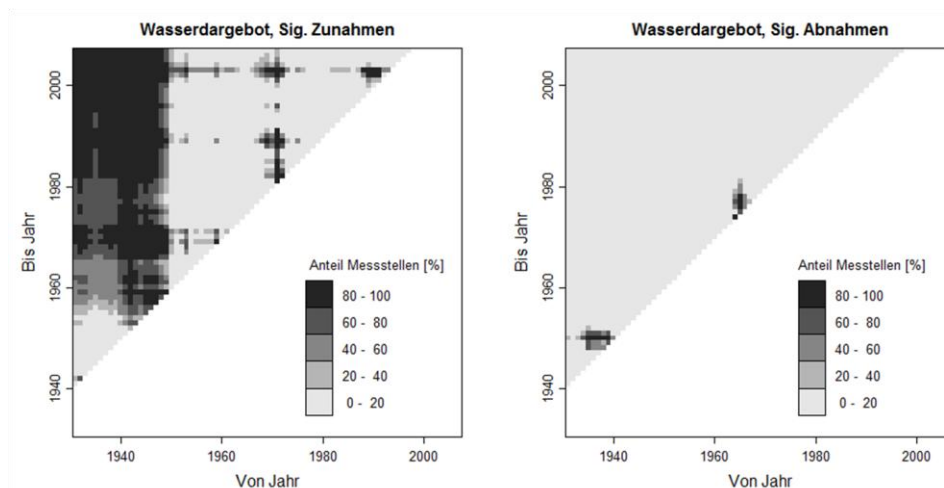


Abbildung 4.14: Trenddreiecke für den Anteil ansteigender (links) und fallender (rechts) signifikanter Trends nach Mann-Kendall bei 127 Wasserdargebotszeitreihen.

Auch die Niederschlags- und Wasserdargebotszeitreihen werden zusätzlich monatsweise ausgewertet. Die Ergebnisse bezogen auf signifikante Zunahmen der Wasserdargebotszeitreihen zeigen, dass die Änderungen bei beiden Variablen im Wesentlichen in den Wintermonaten stattfinden (Grafiken der Einzelmonate im digitalen Anhang).

4.1.3 Veränderungen im Jahresgang

Auf der Grundlage der in Abschnitt 3.2.4 erläuterten trigonometrischen Regression und der darauf aufbauenden zirkular-linearen Regression (Abschnitt 3.2.6) wird untersucht, ob sich Veränderungen im Jahresgang der Variablen eingestellt haben. Betrachtet wird also die Periodizität der Dauer $T_I=365$ d ($M=1$). Dabei werden die beiden Regressionskoeffizienten für den Sinus- und Kosinusanteil der Schwingung für gleitend verschobene Siebenjahreszeitfenster ermittelt und jeweils die Phaseninformation abgegriffen, um auf diese Weise zeitliche Verschiebungen im Jahresgang detektieren zu können. Im Ergebnis erhält man den mittleren Tag im Jahr, an dem der Höchstwert auftritt, für jedes Jahr der betrachteten Reihe.

Das Ergebnis, zusammengefasst für alle 127 Messstellenpunkte und die drei Variablen Lufttemperatur, Niederschlag und Wasserdargebot, zeigt Abbildung 4.15. Zur Erzeugung der Grafik wurden zunächst die mittleren Eintrittstage für jede Messstelle durch eine Linie verbunden und gegen die Zeit aufgetragen, so dass 127 Linienverläufe für eine Variable resultieren. Dargestellt sind diese Linienverläufe bezogen auf die Lufttemperatur in grüner Einfärbung, für den Niederschlag in schwarz und für das Wasserdargebot in rot. Bei den Variablen Niederschlag und Wasserdargebot wurden die Verläufe von insgesamt 8 Reihen wegen des Auftretens offensichtlicher Ausreißerwerte weggelassen.

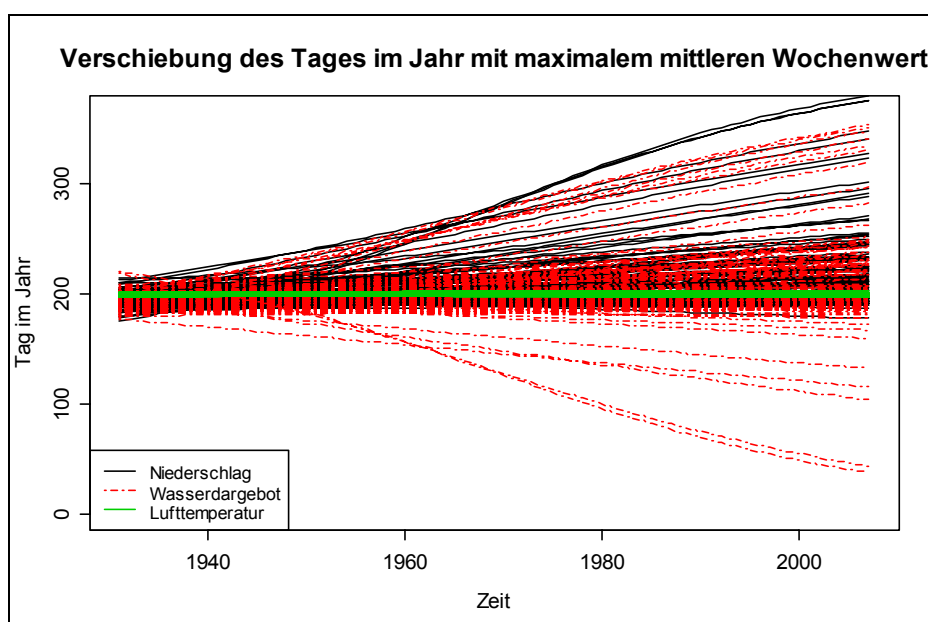


Abbildung 4.15: Phasenverschiebungen von Lufttemperatur (grün), Niederschlag (schwarz) und Wasserdargebot (rot) an den 127 Messstellenkoordinaten.

Folgendes lässt sich anhand der Abbildung erkennen: Hinsichtlich der Lufttemperatur zeigt sich an keiner einzigen Messstelle eine Veränderung des Eintrittszeitpunktes der mittleren Maximaltemperatur, so dass alle 127 Linien über den gesamten Betrachtungszeitraum fast deckungsgleich um den 200. Tag des Jahres (19. Juli) aufeinander liegen. Bei Niederschlag und Wasserdargebot zeigen sich demgegenüber deutliche Verschiebungen, die beim Niederschlag fast ausschließlich und beim Wasserdargebot mit Ausnahme weniger Messstellen zu einem späteren Eintritt des mittleren Maximalwertes im Jahr führen. Die Verläufe der Veränderungen sind dabei in der Regel näherungsweise linear.

In den nachfolgenden Kartendarstellungen werden die Veränderungen des Eintrittszeitpunktes bezogen auf den Niederschlag (Abbildung 4.16) und das Wasserdargebot (Abbildung 4.17) dargestellt. Dabei ist ein klares räumliches Muster erkennbar:



Der Eintrittszeitpunkt hat sich in der Regel umso stärker zu späteren Zeitpunkten im Jahr verschoben, je weiter nördlich und westlich man sich im Untersuchungsgebiet befindet. Das jährliche Maximum der Niederschläge verschiebt sich dort also zunehmend ins Winterhalbjahr. Bezogen auf das Wasserdargebot fällt darüber hinaus auf, dass sich die Stationen mit früherem Maximum des Wasserdargebotes fast alle im Schwarzwald und südlich davon befinden. Die Symbolgröße ist dabei proportional zum Unterschied zwischen dem Eintrittstag des Maximums für das erste und das letzte Siebenjahresfenster.

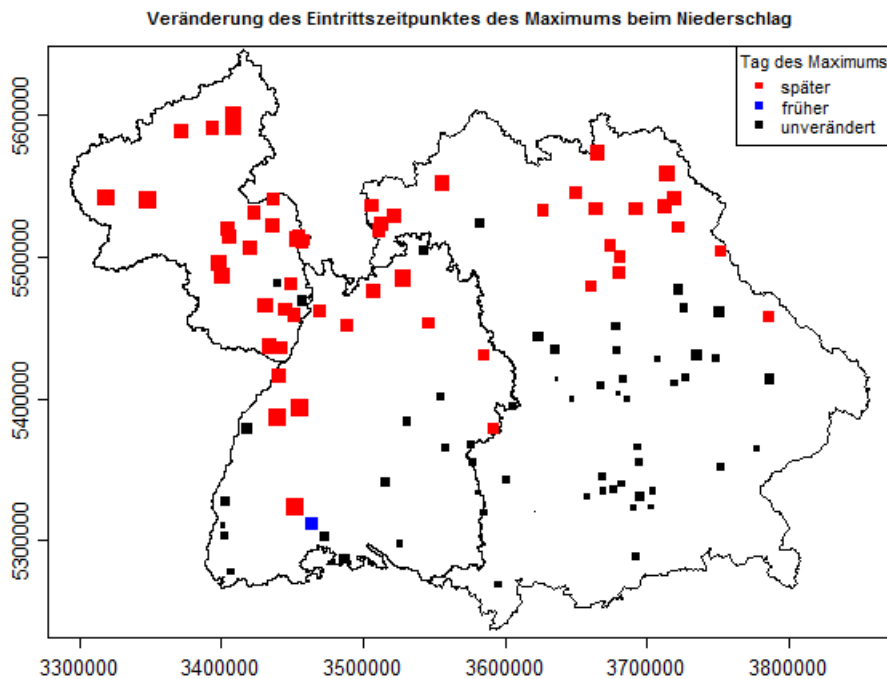


Abbildung 4.16:
Räumliche Verteilung der
Veränderung des
Eintrittszeitpunktes des
Maximums beim
Niederschlag.

Symbolgröße ist
proportional zur Stärke
der Veränderung.

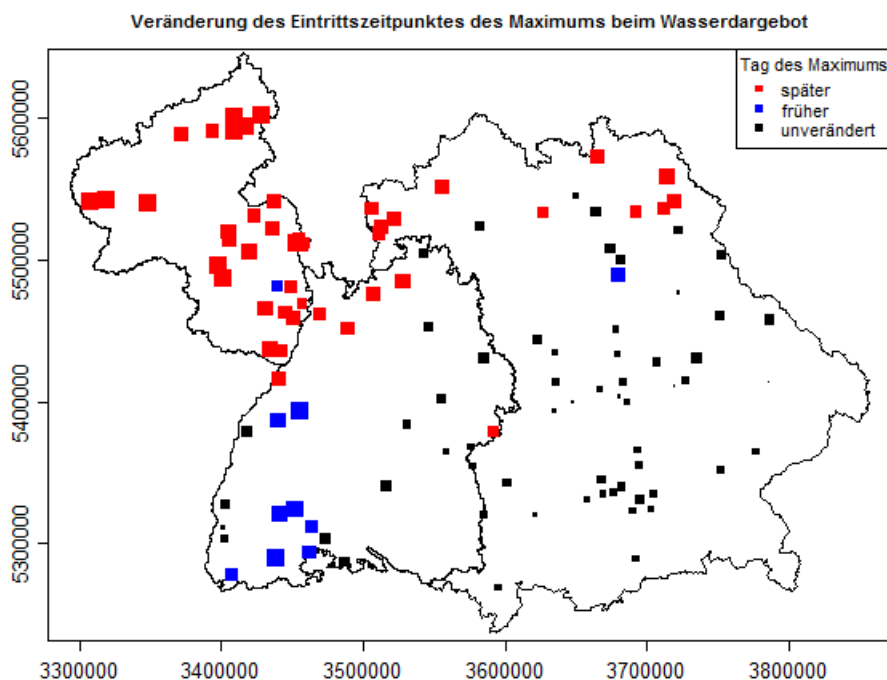


Abbildung 4.17:
Räumliche Verteilung der
Veränderung des
Eintrittszeitpunktes des
Maximums beim Wasser-
dargebot.

Symbolgröße ist
proportional zur Stärke
der Veränderung.

4.1.4 Periodizitäten

Die in Abschnitt 3.2.8 erläuterte Wavelettransformation wird zunächst auf die NAO-Reihe und die Reihe der Sonnenflecken angewendet. Es wird mit dem Morlet-Wavelet als Basis-wavelet gearbeitet. Zur Beurteilung der Signifikanz der Periodizitäten wird der flächenbezo-

gene Test nach Maraun (2006) verwendet (Signifikanzniveau 5%). Dazu werden jeweils 50 Montecarlo-Simulationen durchgeführt, wobei aufgrund der Gesamtzahl der betrachteten Stationen ein erheblicher Rechenaufwand entsteht.

Abbildung 4.18 zeigt das ermittelte Powerspektrum der Sonnenfleckenanzahl (links). Man erkennt, dass signifikante Periodizitäten im Nahbereich der Elbjahresschwingung detektiert werden (etwa zwischen 8 und 14 Jahren). Man erkennt auch, dass die Periodizitäten nicht über den gesamten Zeitraum in gleicher Intensität auftreten, sondern etwa seit den 1940er Jahren als Signal deutlich ausgeprägter sind. Wie im Rahmen der Trenddreieck-Betrachtung festgestellt, deckt sich dies etwa mit dem Zeitraum, ab dem der langfristige, um 1800 beginnende Anstieg der Sonnenfleckenanzahl in eher stationäre Verhältnisse übergeht (vgl. Abbildung 4.12, rechts).

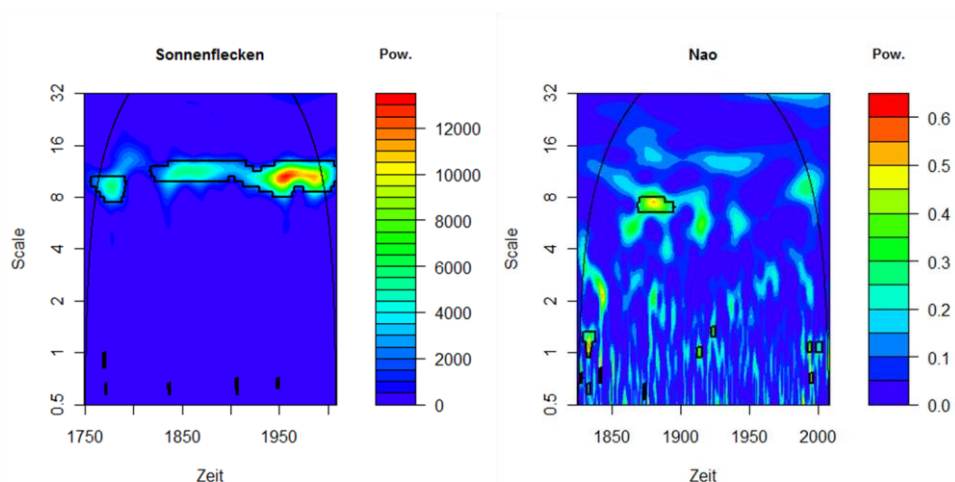


Abbildung 4.18: Wavelet-Powerspektrum der Sonnenflecken (links) und des NAO-Index (rechts).

Das Powerspektrum für die NAO-Zeitreihe ist in Abbildung 4.18 rechts dargestellt. Man erkennt, dass neben Periodizitäten im Bereich zwischen ein bis zwei Jahren auch im Bereich um etwa acht Jahre Periodizitäten auftreten und diese speziell vor Beginn des 20. Jahrhunderts die strenge Signifikanzschwelle des flächenbezogenen Signifikanztestes überschreiten.

Die kontinuierliche Waveletanalyse wird auch auf sämtliche 127 Zeitreihen zur Lufttemperatur, zum Niederschlag sowie zum Wasserdargebot angewandt. Ein Beispiel bezogen auf die Lufttemperatur und den Niederschlag am Raster der Messstelle Hohenstadt zeigt Abbildung 4.19.

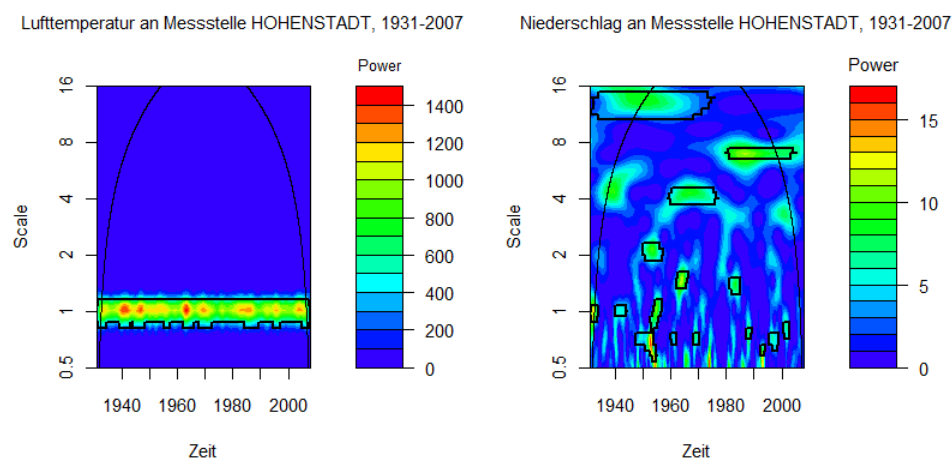


Abbildung 4.19: Wavelet-Powerspektrum der Lufttemperatur (links) und des Niederschlags (rechts) am Raster der Messstelle Hohenstadt.



Man erkennt, dass bezogen auf die Lufttemperatur allein die Jahresschwingung als Periodizität in Erscheinung tritt, während beim Niederschlag der Jahresgang zwar wenig dominant erkennbar ist, dafür aber zeitweise signifikante Periodizitäten in vielen größeren Skalenbereichen auftreten, so etwa um zwei Jahre, um vier Jahre, um acht Jahre sowie um 12 Jahre.

Da es nicht zielführend ist, Powerspektren von 127 Messstellen einzeln zu erläutern, wird eine einfache Gesamtdarstellung verwendet, die folgendermaßen erzeugt wird:

- Überlagerung der Powerspektren sämtlicher Messstellen.
- Für jeden Zeitpunkt und jede Skala wird ausgezählt, wie häufig eine Signifikanz der entsprechenden Periodizität ausgewiesen wurde. Die Anzahl wird als Prozent der maximal möglichen Anzahl (127) ausgedrückt.
- Grafische Darstellung des Ergebnisses, wobei die gleichen Koordinatenachsen wie beim Powerspektrum der Einzelreihen genutzt werden.

Abbildung 4.20 zeigt das Ergebnis für die Lufttemperaturen, Abbildung 4.21 für die Niederschläge (links) und Wasserdargebote (rechts).

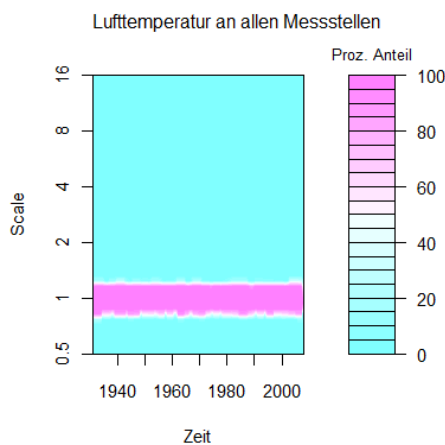


Abbildung 4.20: Anteil signifikanter Periodizitäten in der Lufttemperatur, ermittelt anhand von 127 Zeitreihen.

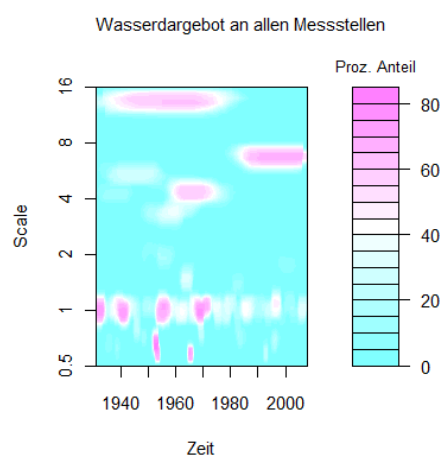
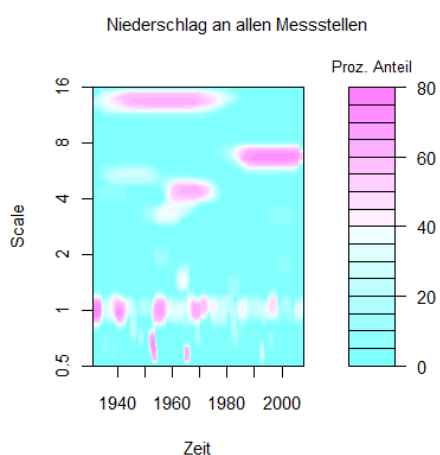


Abbildung 4.21: Anteil signifikanter Periodizitäten bei Niederschlag (links) und Wasserdargebot (rechts), ermittelt anhand von 127 Zeitreihen.

Es wird deutlich, dass sich die in Abbildung 4.19 für die Messstelle Hohenstadt dargestellten Ergebnisse, bezogen auf alle drei betrachteten Variablen, an der überwiegenden Zahl der Messstellen in ähnlicher Weise wiederfinden. Auffallend sind insbesondere die folgenden Punkte:

- Die Sonnenfleckperiodizitäten finden offensichtlich keine Entsprechung in den Lufttemperaturzeitreihen.
- Bei Niederschlag und Wasserdargebot treten großskaligere Periodizitäten (4, 8 und 15 Jahre) bei einer Vielzahl von Zeitreihen in ausgesprochen konsistenter Weise auf,

- so dass zufallsbedingte Effekte aufgrund des Stichprobenumfangs von über 100 Reihen kaum anzunehmen sind. Es liegen also offensichtlich vor:
- ca. 15-Jahres-Periodizitäten im Zeitraum zw. 1940 und 1980,
 - ca. 4-Jahres-Periodizitäten im Zeitraum zwischen 1960 und 1970 sowie
 - ca. 8-Jahres-Periodizitäten seit 1980.
- Die Zeiträume großskaliger Periodizitäten bei Niederschlag und Wasserdargebot weisen keine ausgeprägten Ähnlichkeiten zu den Zeiträumen markanter Periodizitäten beim NAO-Index und den Sonnenflecken auf.
 - Die Ausprägung der Jahresschwingung bei Niederschlag und Wasserdargebot ist nicht immer gleich stark und scheint selbst eine gewisse Zyklizität aufzuweisen.

Speziell im Hinblick auf die Lufttemperatur stellt sich die Frage, ob die Jahresschwingung möglicherweise so dominant ist, dass Periodizitäten in anderen Skalen zwar „latent“ vorhanden sind, aber weitgehend überdeckt werden.

Um dies zu prüfen, wird beispielhaft am Raster der Messstelle Hohenstadt zunächst der Jahrgang der Lufttemperaturzeitreihe mit Hilfe eines saisonalen Differenzenfilters eliminiert (Abschnitt 3.4.1). Die jahrgangsbereinigte Reihe wird dann der Wavelettransformation zugeführt. Das Ergebnis zeigt Abbildung 4.22. Offensichtlich findet man in dieser Reihe tatsächlich signifikante Periodizitäten im Bereich der Skalen zwischen zwei bis vier Jahren.

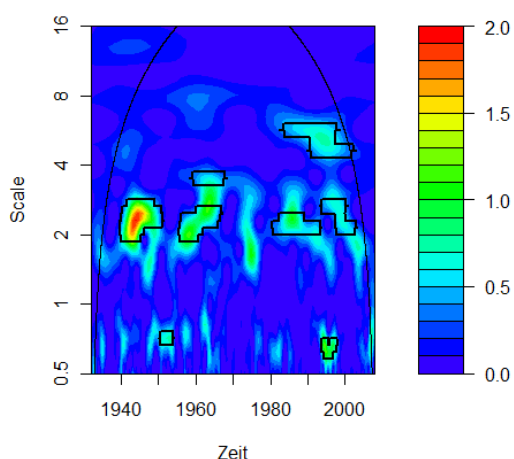


Abbildung 4.22: Wavelet-Spektrum der jahrgangsbereinigten Lufttemperaturzeitreihe am Raster der Messstelle Hohenstadt.

Allerdings ist diese Vorgehensweise problematisch: wendet man den saisonalen Differenzenfilter auf eine rauschfreie Zeitreihe von Wochenwerten (also 52 Werte pro Jahr) mit deterministischer Jahresschwingung an, und unterzieht die jahrgangsbereinigte Reihe einer Wavelettransformation, erhält man ein erwartetes Spektrum (Abbildung 4.23 links). Die Jahresschwingung ist vollständig eliminiert, und das Spektrum enthält auch sonst keinerlei signifikante Periodizitäten. Verrauscht man jedoch die deterministische Zeitreihe, bereinigt sie danach vom Jahrgang und errechnet wiederum das Wavelet-Spektrum, so entstehen signifikante Periodizitäten im Bereich von Vielfachen des Jahrgangs (2 Jahre, 4 Jahre), wie in Abbildung 4.23, rechts, zu erkennen. Aus diesen Ergebnissen muss man schließen, dass die Anwendung von Filtertechniken vor der Durchführung von Wavelettransformationen zu Fehlinterpretationen führen kann, so dass nachfolgend auf die Anwendung von Differenzenfiltern verzichtet wird.

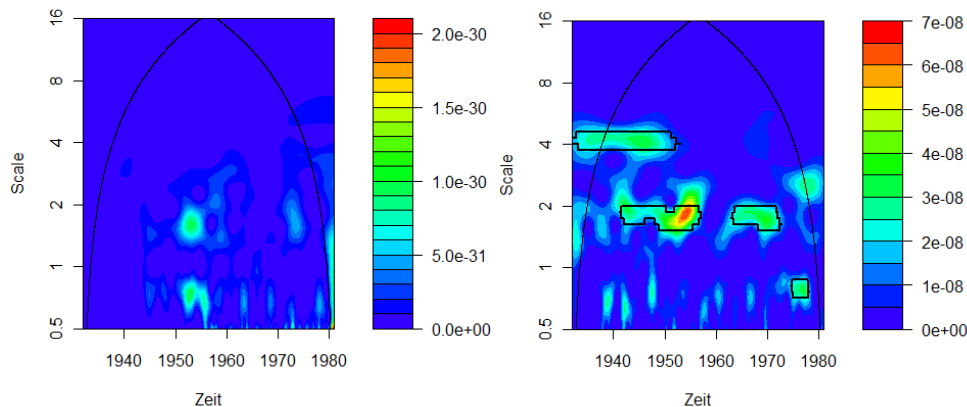


Abbildung 4.23: Wavelet-Spektrum einer jahresgang-bereinigten synthetischen Reihe, links: deterministisch, rechts: verrauscht deterministisch.

Da es sich bei den hier betrachteten Lufttemperaturzeitreihen nicht um Messreihen handelt, sondern um Reihen, die auf die Raster der Grundwassermessstellen interpoliert wurden, stellt sich die Frage, ob im Zuge der Interpolation Periodizitäten größerer Skala herausgefiltert wurden. Um auch diese Hypothese zumindest stichprobenartig zu prüfen, wird die kontinuierliche Wavelettransformation nachfolgend auf die DWD-Messstelle mit der längsten validen Beobachtung angewandt, nämlich die Station „Hohenpeißenberg“. Das Ergebnis zeigt Abbildung 4.24. Wiederum ist die Jahresschwingung die einzige signifikante Periodizität, so dass die Aussage, dass sich großskaligere Periodizitäten der Sonnenaktivität in den Lufttemperaturespektren nicht wiederfinden lassen, weiteren Nachdruck erhält.

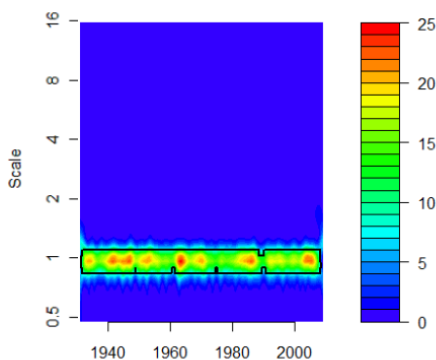


Abbildung 4.24: Wavelet-Powerspektrum der wöchentlichen Lufttemperaturen der Station „Hohenpeißenberg“.

4.1.5 Zusammenfassung wichtiger Ergebnisse

Die exogenen Variablen wurden auf der Grundlage von Untersuchungen zu lokalen Trends, der Aufstellung von Trenddreiecken sowie von Waveletuntersuchungen im Hinblick auf ihre Veränderungen analysiert. Unter Vernachlässigung vieler Details lassen sich folgende Kernaussagen machen:

- Alle untersuchten exogenen Variablen zeigen Instationaritäten in zum Teil erheblichem Ausmaß. Bei den Klimavariablen zeigt die Windgeschwindigkeit die deutlichsten Veränderungen, wenn man die Veränderungen relativ zum Mittelwert ansetzt. Die Sonnenflecken sind durch einen starken Anstieg zwischen etwa 1900 und 1940 gekennzeichnet, der sich bis 1980 etwas und seit 2000 deutlich abgeschwächt hat. Der NAO-Index zeigt nur dann deutliche Instationaritäten, wenn man die saisonal differenzierten Zeitreihen betrachtet.
- Trenddreiecke lassen vermuten, dass viele Veränderungen nicht trend- sondern eher sprungartig eingetreten sind. Dies gilt zum Beispiel auch für Veränderungen der Lufttemperatur und des Niederschlags.

- Während die Lufttemperaturen keinerlei Phasenverschiebungen aufweisen, treten die jährlichen Maxima des Niederschlags, vor allem im Nordwesten des Untersuchungsgebietes, immer später im Jahr auf; teilweise mit Verschiebungen um mehrere Monate im Zeitraum seit 1930. Je weiter man sich nach Süden und Osten im Untersuchungsgebiet bewegt, desto bescheidener fällt diese Phasenverschiebung aus.
- In den Niederschlags- und Wasserdargebotszeitreihen sind großskalige Periodizitäten detektierbar. Diese treten nicht permanent über die gesamte Beobachtungsperiode auf, sondern zeigen Phasen stärkerer und schwächerer Ausprägung. Folgende Zyklen werden in bestimmten Zeiträumen als signifikant herausgearbeitet (chronologische Reihenfolge):
 - o etwa 15-Jahres-Periodizitäten im Zeitraum zwischen 1940 und 1980,
 - o etwa 4-Jahres-Periodizitäten im Zeitraum zwischen 1960 und 1970 und
 - o etwa 8-Jahres-Periodizitäten seit 1980.

4.2 Veränderungen im mittleren Verhalten von Grundwasserständen und Quellschüttungen

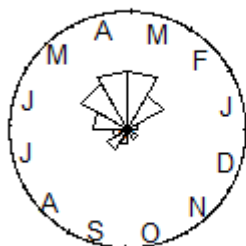
4.2.1 Veränderungen im Jahresgang

Die vorliegenden Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen sind in der weit überwiegenden Zahl durch einen deutlichen Jahresgang geprägt. Dieser Jahresgang lässt sich quantitativ durch den Zeitpunkt des Eintreffens des Höchstwertes im mittleren Jahresgang MD sowie durch dessen Differenz vom niedrigsten Wert der vieljährigen Mittel („Amplitude“) beschreiben. Ferner bezeichnet ND den Zeitpunkt des Eintreffens des Niedrigwertes im mittleren Jahresgang (s. Abschnitt 3.2.6 zur zirkular-linearen Regression). Es wird nachfolgend untersucht, ob sich diese Eintrittszeitpunkte oder die Amplituden im Beobachtungszeitraum verändert haben.

Eintrittszeitpunkte MD und ND

Die nachfolgenden Abbildungen liefern Informationen zum Zeitpunkt der mittleren Höchststände MD und mittleren Niedrigstände ND an sämtlichen Grundwasser- und Quellschüttungsmessstellen. Man erkennt, dass die Höchststände im Jahresgang überwiegend im Zeitraum März bis Mai auftreten und die Niedrigstände im Zeitraum September bis November (Abbildung 4.25), wobei eine Tendenz eines späteren Auftretens bei Grundwassermessstellen im südlichen Teil Bayerns und bei größerem Grundwasserflurabstand besteht (Abbildung 4.26).

MD, 127 Messstellen



ND, 127 Messstellen

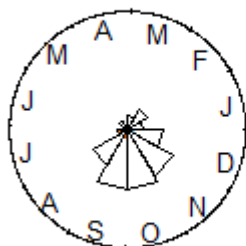


Abbildung 4.25: Zeitpunkt des Eintreffens der Maxima des Jahresgangs MD sowie der Minima des Jahresgangs ND an 127 Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen. Die Größe des Dreiecks symbolisiert die Anzahl der jeweiligen Messstellen.

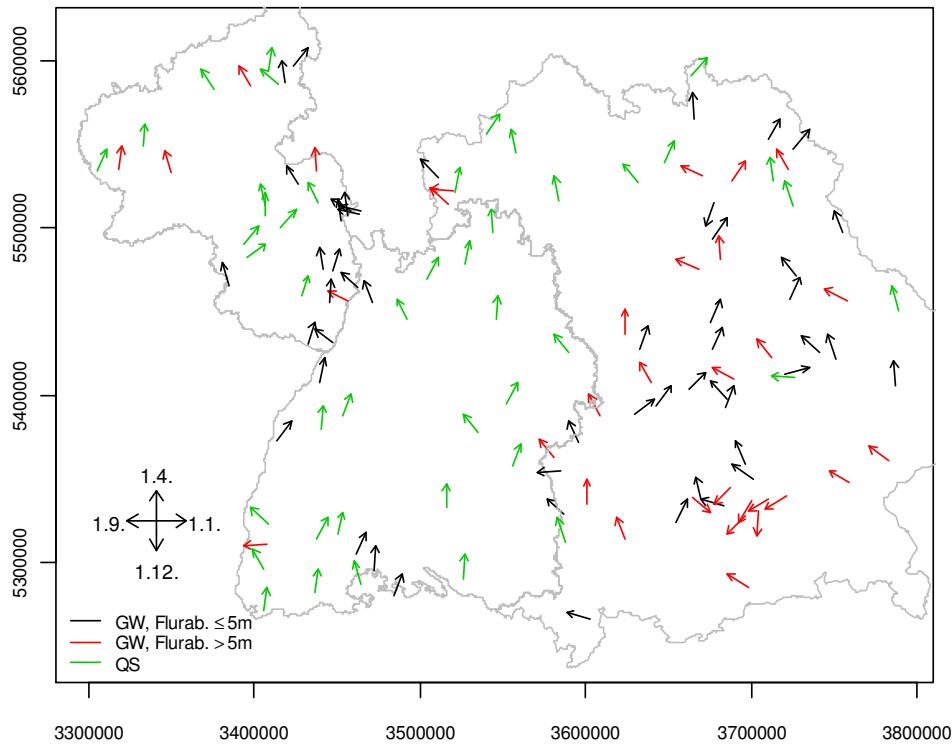


Abbildung 4.26:
Räumliche Verteilung
des Eintrittszeit-
punktes der Maxi-
malwerte im Jahres-
gang MD.

Die Farbe der Pfeile
gibt den Flurabstand
wieder (GW), die
Richtung des Pfeils
markiert den Zeit-
punkt.

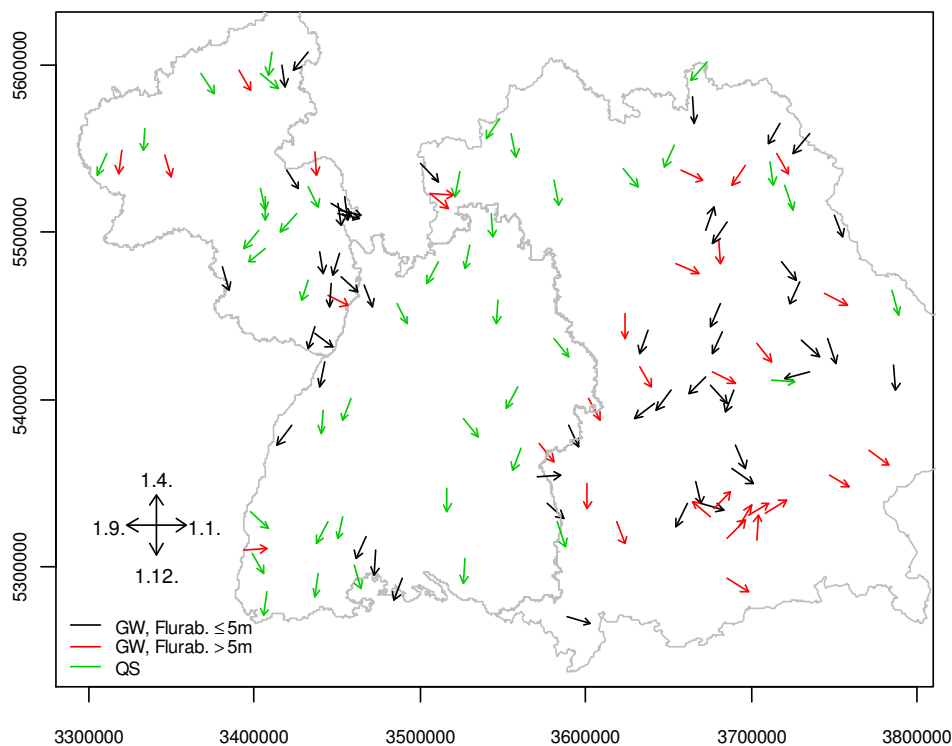


Abbildung 4.27:
Räumliche Verteilung
des Eintrittszeit-
punktes der Mini-
malwerte im Jahres-
gang ND.

Die Farbe der Pfeile
gibt den Flurabstand
wieder (GW), die
Richtung des Pfeils
markiert den Zeit-
punkt.

Jahresamplituden

Im Hinblick auf die Jahresamplituden wird nachfolgend zunächst betrachtet, inwieweit Beziehungen der errechneten Werte zum Grundwasserflurabstand und den hydrogeologischen Regionen bestehen. In Abbildung 4.28 wird die Abhängigkeit der Jahresamplituden vom Grundwasserflurabstand dargestellt (nur Grundwasserstände), wobei die verschiedenen hydrogeologischen Unterregionen farblich unterschieden werden. Die Werte innerhalb der Unterregionen werden mittels einfacher, wegen der geringen Stichprobenumfänge nicht

belastbarer Regressionsgeraden ausgeglichen. Eindeutige Ergebnisse zeichnen sich nicht ab. Man erkennt, dass sich die zu erwartende Abnahme der Amplitude mit zunehmendem Grundwasserflurabstand zumindest innerhalb der Unterregion „Mf Sandsteine und Konglomerate“, „Mf Talfüllungen“ und „FI Beckenablagerungen der Tertiärzeit“ andeutet, wobei die Abnahmerate generell sehr gering ist. Die Verteilung innerhalb der Unterregion „Mf Kalksteine“ steht möglicherweise mit Verkarstungserscheinungen in Beziehung. Boxplots zur Verteilung der Jahresamplituden innerhalb der Unterregionen liefern Abbildung 4.29 (Grundwasserstände) und Abbildung 4.30 (Quellschüttungen).

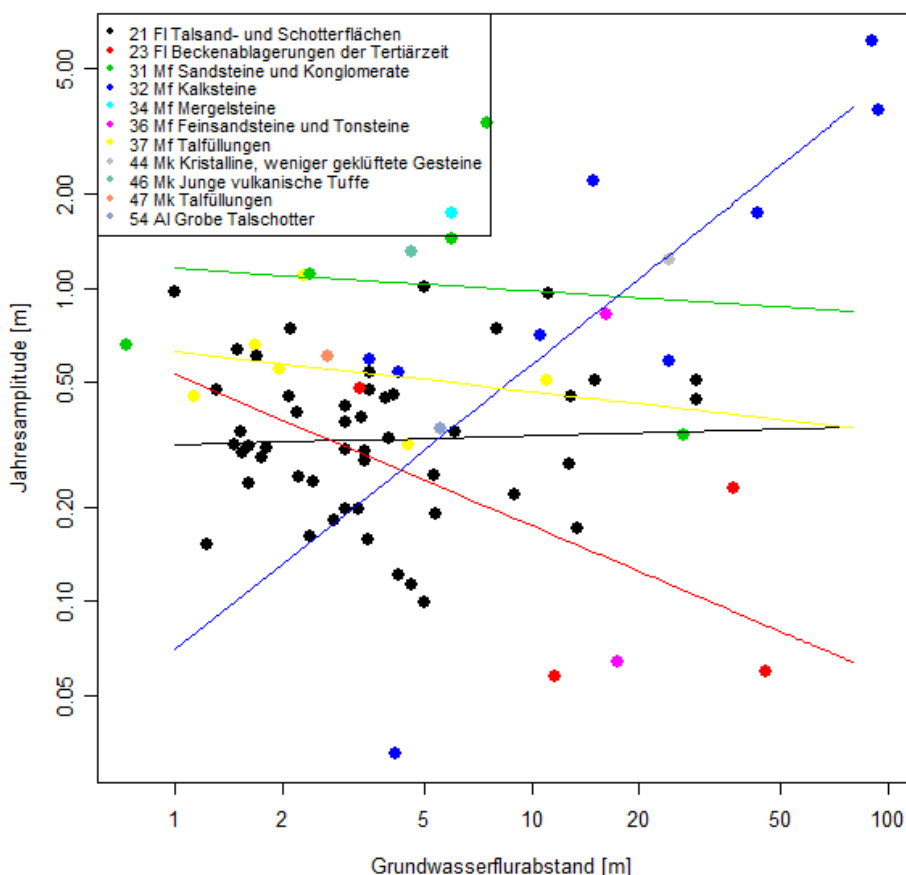


Abbildung 4.28: Zusammenhang zwischen Jahresamplitude und Grundwasserflurabstand innerhalb verschiedener hydrogeologischer Unterregionen.

Jahresamplituden der Grundwasserstände

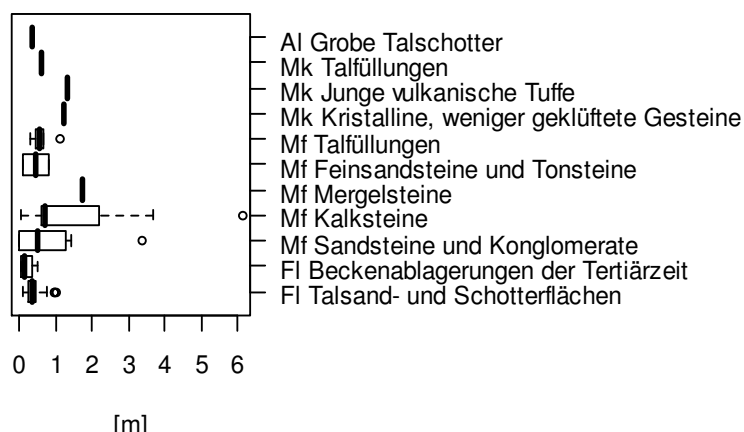


Abbildung 4.29: Boxplots zur Verteilung der Jahresamplituden der Grundwasserstands-messstellen innerhalb hydrogeologischer Unterregionen.



Jahresamplituden der Quellschüttungen

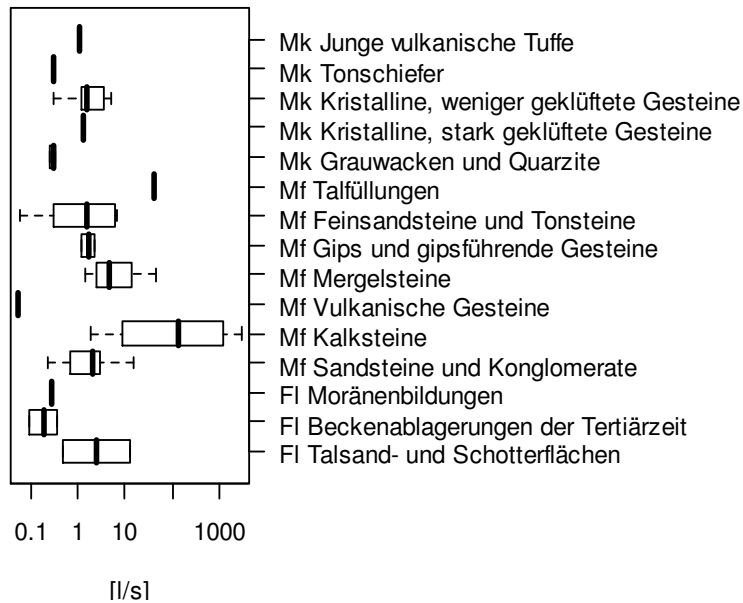


Abbildung 4.30:
Boxplots zur
Verteilung der
Jahresamplituden der
Quellschüttungen an
den Quellen innerhalb
hydrogeologischer
Unterregionen.

Veränderungen des Eintrittszeitpunktes der Maximalwerte und Minimalwerte

Zur Untersuchung der Veränderung des Eintrittszeitpunktes der Maximalwerte des Jahresgangs wird die in Abschnitt 3.2.6 beschriebene zirkular-lineare Regression verwendet. Abbildung 4.31 verdeutlicht dies am Beispiel der Messstellen Reilingen und Niederleierndorf. Im linken Teil der Abbildung ist die anhand der trigonometrischen Regression ermittelte Zeitreihe der Maximalstands-Eintrittszeitpunkte $MDT(t)$ dargestellt, im rechten Teil der Abbildung sind die Werte auf den Einheitskreis übertragen. Bei Reilingen erkennt man die Verteilung der Einzelwerte im Bereich der Monate März bis August mit Schwerpunkt des Maximalstands MD im April (am 116. Tag des Jahres, 26. April). Der in der Grafik angegebene Korrelationskoeffizient für zirkular-lineare Regression RHO mit einem möglichen Wertebereich zwischen Null und Eins quantifiziert die Konzentration der Einzelwerte um diese mittlere Richtung, ähnlich einem Korrelationskoeffizienten. Je näher RHO an 1 ist, desto enger ist die Scharung um MD. Die Einfärbung der Einzelwerte im rechten Teil der Grafik lässt den Trend in den Daten ebenso erkennen wie im linken Teil der Grafik. Die Abbildung 4.31, links, zeigt auch die Ergebnisse einer klassischen Regression (grün) und einer zirkular-linearen Regression (rot) zur Ermittlung des Trends im Eintrittszeitpunkt bei beiden Messstellen. Da die Einzelereignisse bei Reilingen nicht im Bereich des Jahresübergangs liegen, ist hier auch die klassische Regression anwendbar. Dies ist aber nicht generell der Fall, wie Abbildung 4.31, unten, am Beispiel der Messstelle Niederleierndorf zeigt. Die klassische Regression führt hier zu einem gänzlich falschen Ergebnis, weil die Werte teils vor, teils nach dem Jahreswechsel liegen. Für die weiteren Betrachtungen wird stets die zirkular-lineare Regression zur Trendberechnung verwendet.

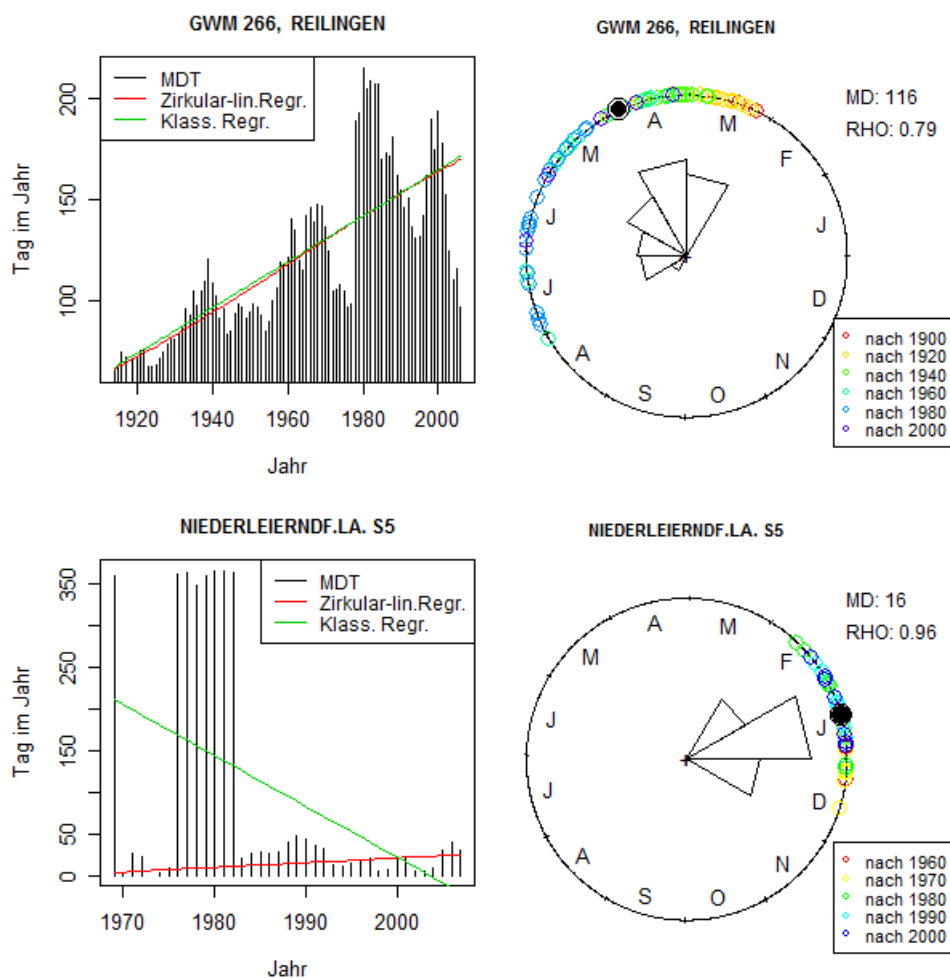


Abbildung 4.31: Ereigniseintrittszeitpunkt am Beispiel der Messtellen Reilingen und Niederleierndorf, links: Trenduntersuchung des Eintrittszeitpunktes mittels klassischer und zirkular-linearer Regression; rechts: Kreisabbildung zum Eintrittszeitpunkt.

Einfärbung der Einzelereignisse zeigt trendartig späteres Eintreffen der Ereignisse.

Das Ergebnis des Verfahrens bezogen auf alle Messtellen zeigt Abbildung 4.32 für die Zeitreihe der Maxima MDT und Abbildung 4.33 für die Zeitreihe der Minima NDT. Dargestellt sind dort die Ergebnisse des Tests auf Signifikanz der ermittelten Trends, getestet bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%. Wie zu erkennen, treten bei einer großen Zahl von Messtellen signifikante Veränderungen des Eintrittszeitpunktes auf. Dabei wird bei 58 Messtellen ein früherer Eintritt des Maximums ermittelt (rote Symbole) und bei 15 Messtellen ein späterer. Die jeweilige Symbolgröße ist dabei proportional zum Betrag der Veränderung in Tagen. Um dies besser erkennbar zu machen, ist jedes Symbol von einem dünnen schwarzen Rand umgeben, der den detektierten Maximalwert der Veränderung in Tagen quantifiziert, nämlich 2.6 Tage pro Jahr. Der Mittelwert der absoluten signifikanten Veränderungen beträgt 0.6 Tage pro Jahr. Bei den Minima sind es bei 27 Messtellen ein früherer Eintritt des Minimums und bei 35 Messtellen ein späterer.

Im unteren Teil der Abbildung 4.32 und Abbildung 4.33 sind zwei weitere Zusatzinformationen angegeben: Auf der linken Seite wird dargestellt, wie sich die ermittelten Ergebnisse der Trendtests auf die verschiedenen hydrogeologischen Unterregionen verteilen. Da die weit überwiegende Zahl aller Messtellen auf die Einheit „Talsand- und Schotterflächen“ fallen, ist es schwierig, Erklärungsmuster anhand dieser Information abzuleiten. Auf der rechten Seite im unteren Teil von Abbildung 4.32 und Abbildung 4.33 sind sogenannte „Spineplots“ dargestellt. Spineplots gleichen Häufigkeitsdiagrammen mit dem Unterschied, dass die Häufigkeit nicht über die Höhe sondern über die Breite der jeweiligen Säule dargestellt wird. Hier erfolgt eine Darstellung der Testergebnisse in Abhängigkeit von den drei Wasserhaushaltskomponenten Niederschlag, Verdunstung und Abfluss.



Man erkennt, dass ein früherer Eintritt der Jahresgangmaxima ebenso wie ein späterer Eintritt der Jahresminima vermehrt zusammenfällt mit niedrigeren Verdunstungswerten.

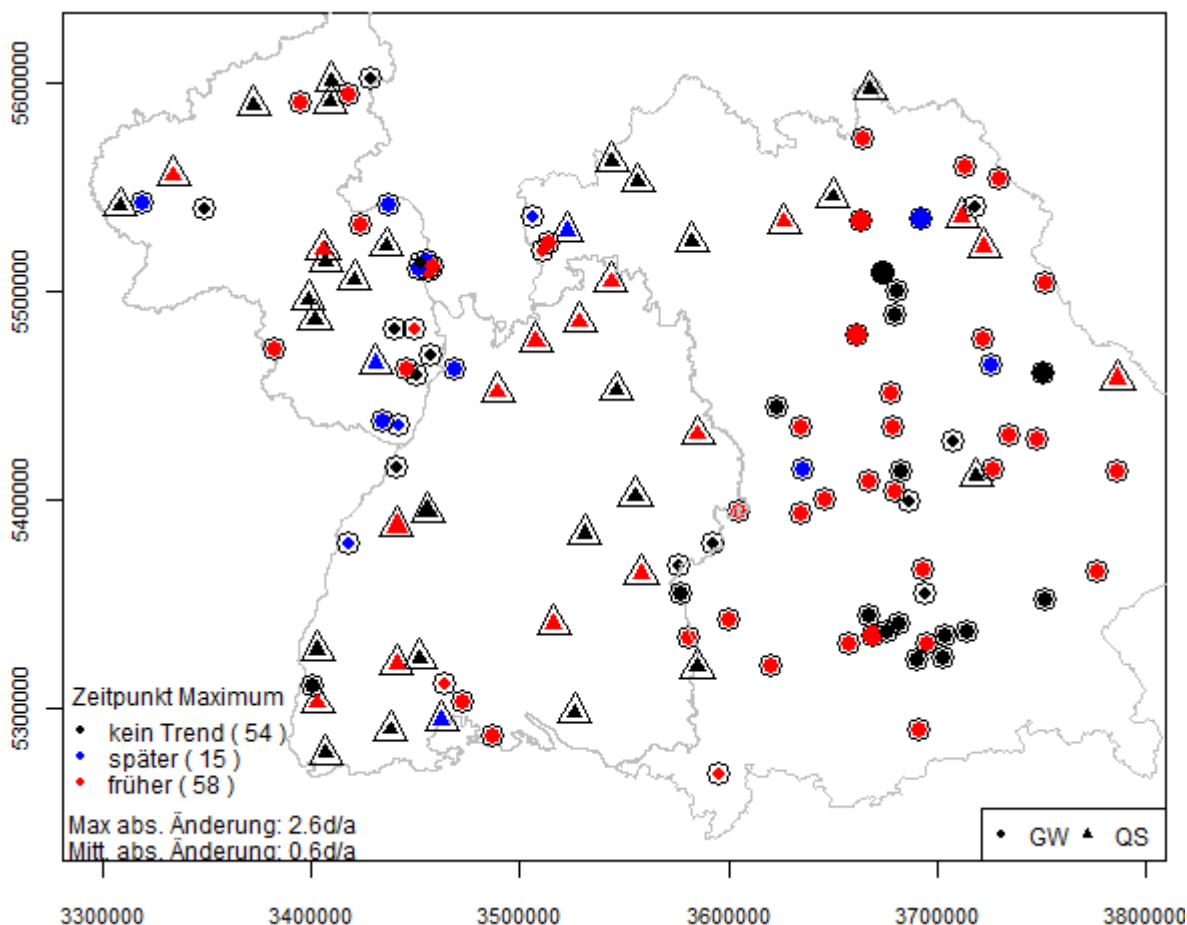
Veränderungen der Amplituden des Jahresgangs

Neben dem Eintrittszeitpunkt des Maximums und Minimums wird auch die Amplitude des Jahresgangs auf etwaige Veränderungen untersucht. Dazu wird die Zeitreihe der Amplituden $MAT(t)$ mittels einfacher linearer Regression auf die Zeit modelliert und wie bei den Höchst- und Niedrigstständen die Signifikanz des Regressionskoeffizienten überprüft.

Das Ergebnis des Verfahrens zeigt Abbildung 4.34. Es treten wiederum an einer großen Zahl von Messstellen signifikante Veränderungen auf, wobei weit überwiegend, nämlich an 50 Messstellen, Zunahmen der Amplituden ermittelt werden (mit Tendenz zu häufigerem Auftreten bei höheren Niederschlägen), Abnahmen demgegenüber an 24 Messstellen.

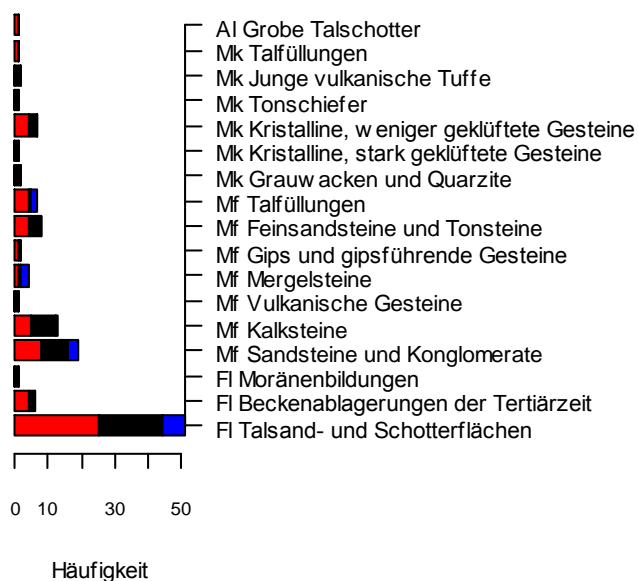
Ein Vergleich von Abbildung 4.32 mit Abbildung 4.34 zeigt darüber hinaus, dass oft ein früherer Beginn des Maximums an einer Messstelle einhergeht mit einer Verstärkung der Amplitude.

Die Größenordnung der Veränderung ist als prozentuale jährliche Veränderung der mittleren Amplitude dargestellt, also in der Form $(MAT_I - MAT_N) / \text{Mittelwert}(MAT) \cdot 100/N$, wobei N die Anzahl der Siebenjahreszeiträume darstellt. Im Mittel verändert sich die Amplitude (bei Signifikanz der Änderung) über den Untersuchungszeitraum um 1 % der mittleren jährlichen Amplitude.



Verteilung innerh. Hydrogeol. Unterregionen

früher (58) kein Trend (54) später (15)



Verteil. nach Wasserhaushaltsgrößen

früher kein Trend später

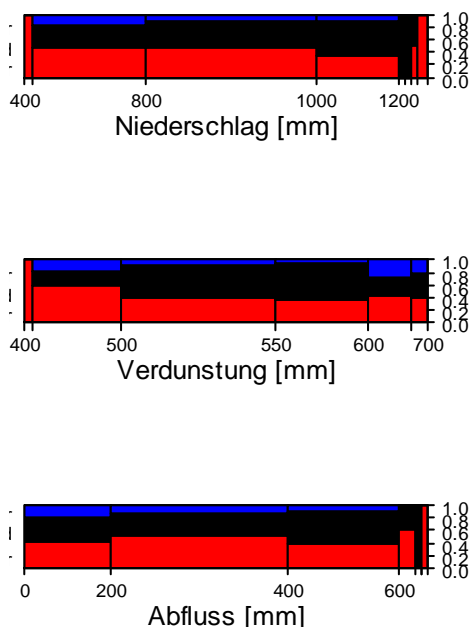
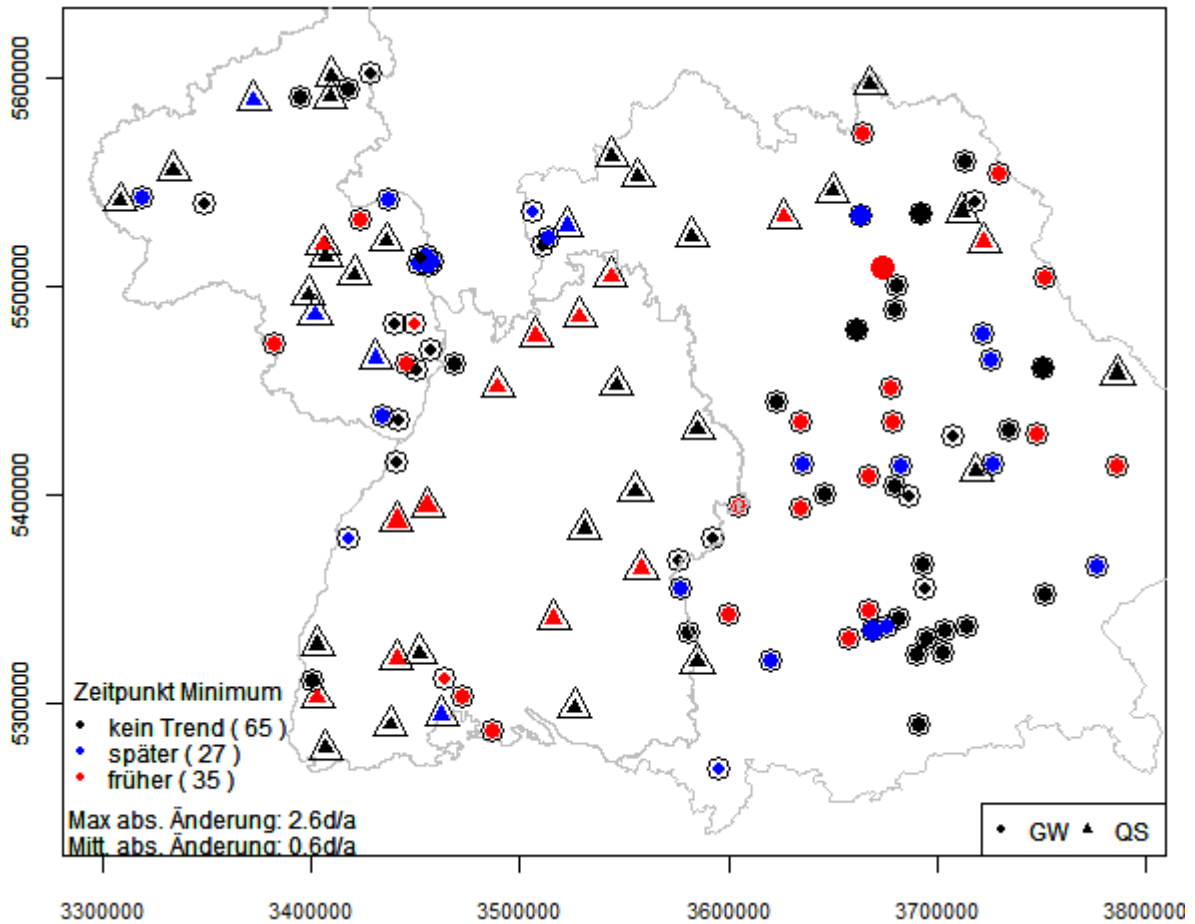
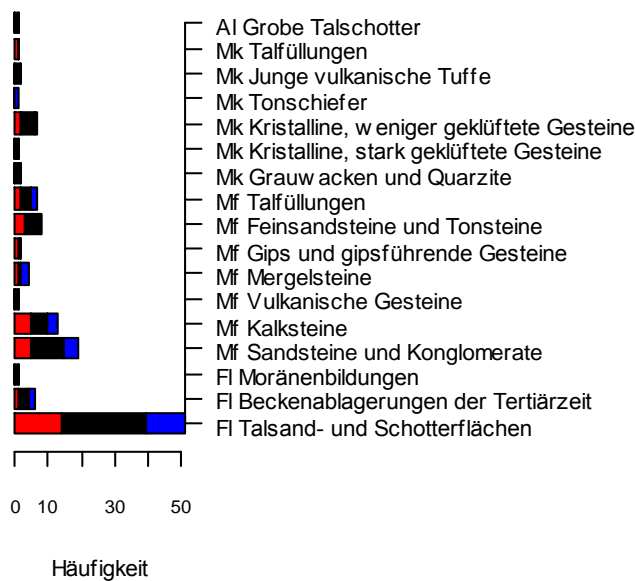


Abbildung 4.32: Veränderungen des Eintrittszeitpunktes der Maximalwerte des Jahresgangs, oben: räumliche Verteilung, unten rechts: Verteilung innerhalb hydrogeologischer Unterregionen, unten rechts: Verteilung nach Wasserhaushaltsgrößen.



Verteilung innerh. Hydrogeol. Unterregionen

früher (35) kein Trend (65) später (27)



Verteil. nach Wasserhaushaltsgrößen

früher kein Trend später

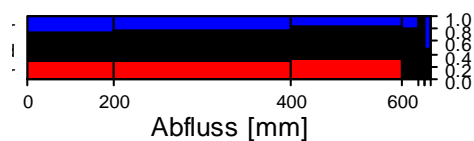
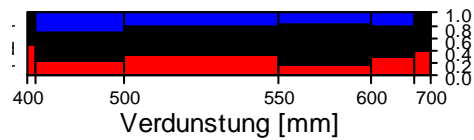
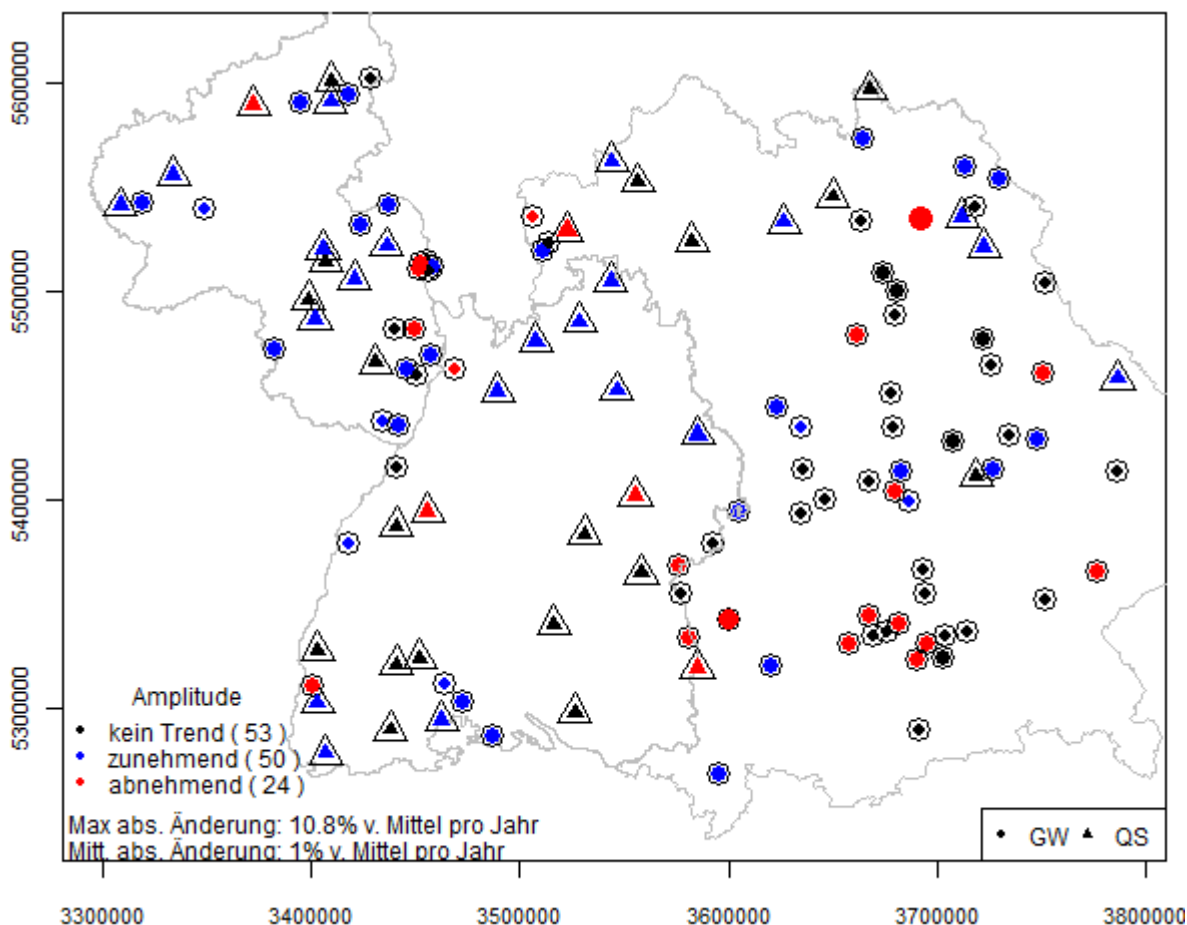
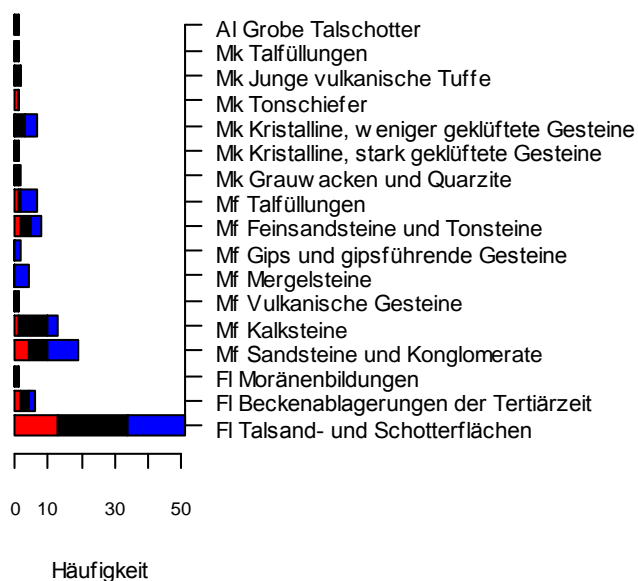


Abbildung 4.33: Veränderungen des Eintrittszeitpunktes der Minimalwerte des Jahresgangs, oben: räumliche Verteilung, unten rechts: Verteilung innerhalb hydrogeologischer Unterregionen, unten links: Verteilung nach Wasserhaushaltsgrößen.



Verteilung innerh. Hydrogeol. Unterregionen

■ abnehmend (24) ■ kein Trend (53) ■ zunehmend (50)



Verteil. nach Wasserhaushaltsgrößen

■ abnehmend ■ kein Trend ■ zunehmend

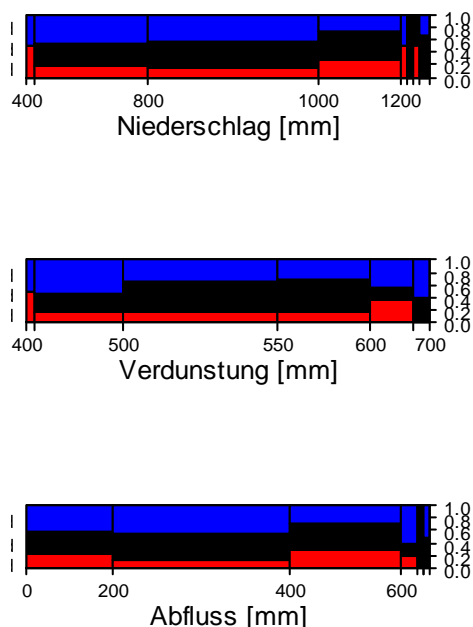


Abbildung 4.34: Veränderungen der Amplitude des Jahresgangs, oben: räumliche Verteilung, unten rechts: Verteilung innerhalb hydrogeologischer Unterregionen, unten rechts: Verteilung nach Wasserhaushaltsgrößen.



4.2.2 Mittel- und langfristige Veränderungen

Zur Ermittlung der mittel- und langfristigen Veränderungen im mittleren Verhalten der Grundwasserstände und Quellschüttungen werden die in den Abschnitten 3.2.1 bis 3.2.5 erläuterten Verfahren auf die jeweils zugrunde liegenden Gesamtbeobachtungszeiträume angewendet. Dabei wird wie folgt vorgegangen:

1. Berechnung der einfachen linearen Regression der Datenreihen auf die Zeit über den Gesamtzeitraum.
2. Prüfung des Steigungsparameters b der Regressionsgeraden mittels t -Tests auf Signifikanz (Irrtumswahrscheinlichkeit 5 %, zweiseitige Fragestellung).
3. Berechnung der lokalen Regression auf die Zeit; im Fall eines signifikanten Steigungsparameters b (Schritt 2) wird der Korrelationskoeffizient LC zwischen der linearen Regressionsgerade aus Schritt 1 und der lokalen Regressionsgerade ermittelt.
4. Durchführung des Mann-Kendall-Trendtests über den Gesamtzeitraum mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit 5 %.
5. Anwendung der heuristischen Zeitreihensegmentierung.

Da die Vielzahl von Ergebnissen an jeder Messstelle nicht im Einzelnen diskutiert werden kann, werden mit den Abbildung 4.35 bis Abbildung 4.40 die wesentlichen Ergebnisse in stark komprimierter Form zusammengefasst.

Die Darstellungen sind jeweils dreigeteilt. Im mittleren Bereich werden wesentliche Ergebnisse aus den oben genannten Schritten 1 bis 4 wiedergegeben (im Weiteren auch als „global“ bezeichnet, weil für den Gesamtzeitraum gültig). Im linken Teil der Darstellung sind Ergebnisse der segmentierten Berechnungen abgebildet und im rechten Teil die Messstellenbenennungen. Dargestellt werden im wesentlichen Steigungsmaße und Testergebnisse. Um die Steigungsmaße für die verschiedenen Messstellen anschaulich und vergleichbar zu machen, wird bezogen auf die Grundwasserstandsdaten die jährliche Änderungsrate in Zentimetern und bezogen auf die Quellschüttungsdaten die jährliche Änderungsrate in Prozent des Quellschüttungsmittelwertes, berechnet über die jeweilige Gesamtperiode dargestellt.

Die Farbskala am oberen Rand der Grafik basiert auf einer Klasseneinteilung der jeweiligen jährlichen Änderungsraten.

In den Darstellungen zum segmentierenden Verfahren weisen gleiche Farben auf Phasen gleichartiger Änderung hin. Dabei werden zwei unterschiedliche Linienstärken verwendet. Zeiträume mit Regressionswerten oberhalb des Regressionsmittelwertes werden mit dickeren Linien und Zeiträume unterhalb des Mittelwertes mit schmaleren Linien dargestellt. Jeder Farbwechsel markiert den durch einen Knick- oder Bruchpunkt charakterisierten Beginn eines neuen Segmentes.

Im mittleren Teil der Darstellung wird der für den Gesamtzeitraum geltende Regressionskoeffizient klassifiziert (erste Spalte) und numerisch (zweite Spalte) dargestellt. Das Quadrat in der ersten Spalte ist farbig gefüllt, wenn der t -Test des Steigungskoeffizienten zu einem signifikanten Ergebnis führte, im anderen Fall ist es nicht gefüllt. In der dritten Spalte wird der Korrelationskoeffizient LC angegeben, falls der t -Test des globalen Steigungskoeffizienten einen signifikanten Trend ausgewiesen hat. In der vierten Spalte ist das Ergebnis des Mann-Kendall-Trendtestes abgebildet: Ein blaues „+“ kennzeichnet einen signifikant ansteigenden Trend, ein rotes „-“ einen signifikant fallenden Trend und ein schwarzes „o“ bedeutet „kein signifikanter Trend“.

Die Messstellen in den einzelnen Darstellungen sind in zweierlei Hinsicht sortiert. Zum einen sind sie in Gruppen gleicher hydrogeologischer Unterregionen zusammengefasst, wobei bei jedem Wechsel in eine andere Gruppe auch ein Wechsel der Schriftfarbe zwischen schwarz und rot erfolgt, um den Wechsel deutlicher sichtbar zu machen. Die der Messstellenbezeichnung vorangestellte Nummer liefert dabei die Zuordnung zur jeweiligen hydrogeologischen Unterregion und wird im rechten unteren Teil der Grafik beschrieben.

Das zweite Sortierkriterium ist der Jahresniederschlag an der jeweiligen Messstelle. Je höher die jährliche Niederschlagsmenge, desto weiter oben steht die Messstelle innerhalb der jeweiligen Gruppe. Die Ergebnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

Grundwasserstände (Abbildung 4.35 bis Abbildung 4.37)

Sowohl die lineare Regression (t-Test des Steigungskoeffizienten) als auch der Mann-Kendall-Trendtest weisen bezogen auf alle drei Bundesländer bei einer großen Anzahl von Messstellen negative Trends aus (BW: 9 von 11 Messstellen nach t-Test und Mann-Kendall-Test, BY: 38 von 52 nach t-Test, 37 nach Mann-Kendall-Test, RP: 17 von 20 nach beiden Tests). Insgesamt sind die Ergebnisse der beiden globalen Tests sehr gleichförmig. Die mittleren Abnahmeraten betragen in der Regel nicht mehr als einen Zentimeter pro Jahr. Größere Abnahmeraten von bis zu 30 Zentimeter pro Jahr sind die Ausnahme (3109 Gunzenhausen). Signifikant positive Gesamttrends treten in allen drei Bundesländern nur in seltenen Fällen auf (BW: 2 Messstellen bei beiden Tests, BY: 8 bei t-Test, 11 bei Mann-Kendall, RP: 2 bei beiden Tests).

Betrachtet man die Ergebnisse des segmentierenden Verfahrens, dann lassen sich bei vielen Messstellen mit längeren Reihen aus Baden-Württemberg und Bayern in den (1920er) 1940er bis Ende der 1960er Jahren tendenziell Phasen einer stetigen, leichten Abnahme der Grundwasserstände erkennen. Seit den 1970er Jahren treten häufig geringfügige und phasenweise auch stärkere Zunahmen auf. Speziell in Bayern werden diese Zunahmen an rund 15 Messstellen etwa mit dem Jahrhundertwechsel zum Teil abrupt durch Phasen starken Rückgangs unterbrochen. Zumindest bezogen auf Bayern lässt sich eine Tendenz zur häufigeren Trendumkehr in beide Richtungen ab den 1980er Jahren erkennen. Bei den Daten aus Rheinland-Pfalz zeigt sich an vielen Messstellen eine Trendumkehr von einer Anstiegsphase zu einer Rückgangphase etwa zu Beginn der 1970er Jahre. Die erläuterten Muster zeigen dabei zum Teil deutliche Abhängigkeiten von den hydrogeologischen Unterregionen. Dies ist besonders auffällig bei Messstellen innerhalb der Unterregionen „Mf Kalksteine“ (BY) und „Fl Talsand und Schotterflächen“ (BW, BY und RP, nach Niederschlagshöhen differenziert).

Quellschüttungen (Abbildung 4.38 bis Abbildung 4.40)

Während für Bayern und Rheinland-Pfalz meist signifikant abnehmende Trends bezogen auf den Gesamtzeitraum ausgewiesen werden, treten in Baden-Württemberg in größerer Zahl leicht positive Trends auf. Sowohl die jährlichen Zunahmen als auch die jährlichen Abnahmen bewegen sich dabei in aller Regel unter einem Prozent vom jeweiligen Quellschüttungsmittelwert. In Rheinland-Pfalz zeigt sich eine Tendenz zur Zunahme bis Ende der 1970er Jahre und eine Tendenz zur Abnahme danach. Deutliche Ähnlichkeiten der Instationaritätsmuster zu den hydrogeologischen Unterregionen sind erkennbar, vor allem bei „Mf Kalksteine“ (BW, BY).

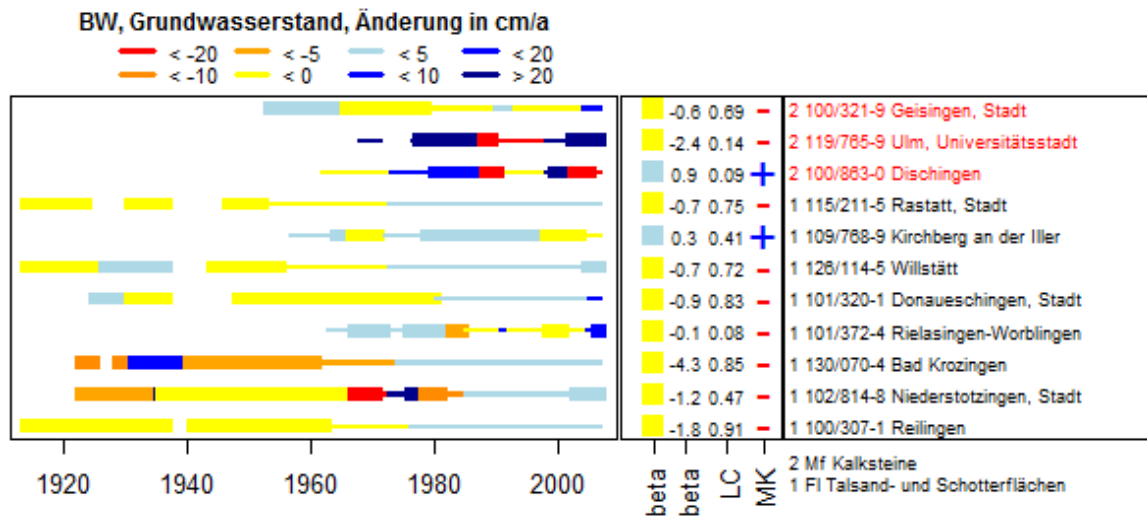


Abbildung 4.35: Änderung der Grundwasserstände in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

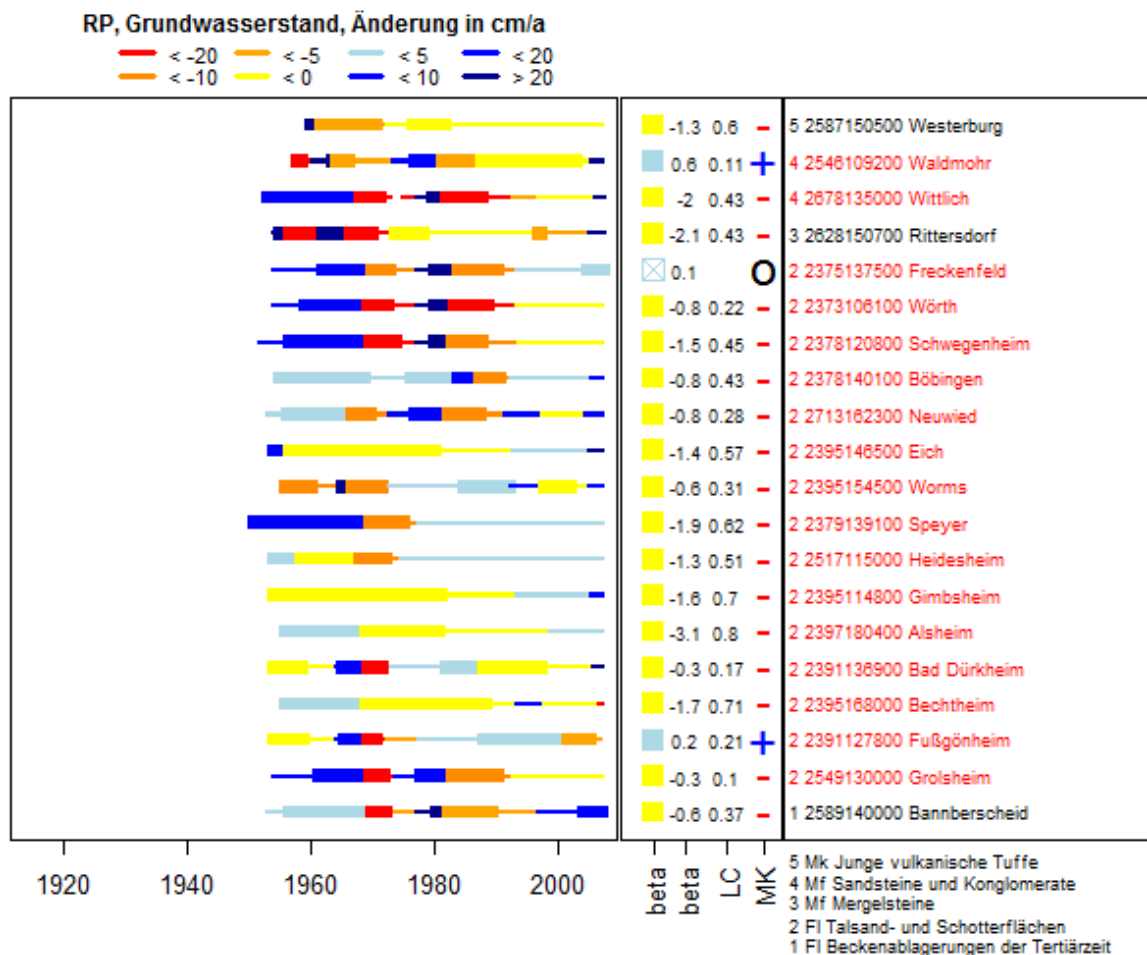


Abbildung 4.36: Änderung der Grundwasserstände in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

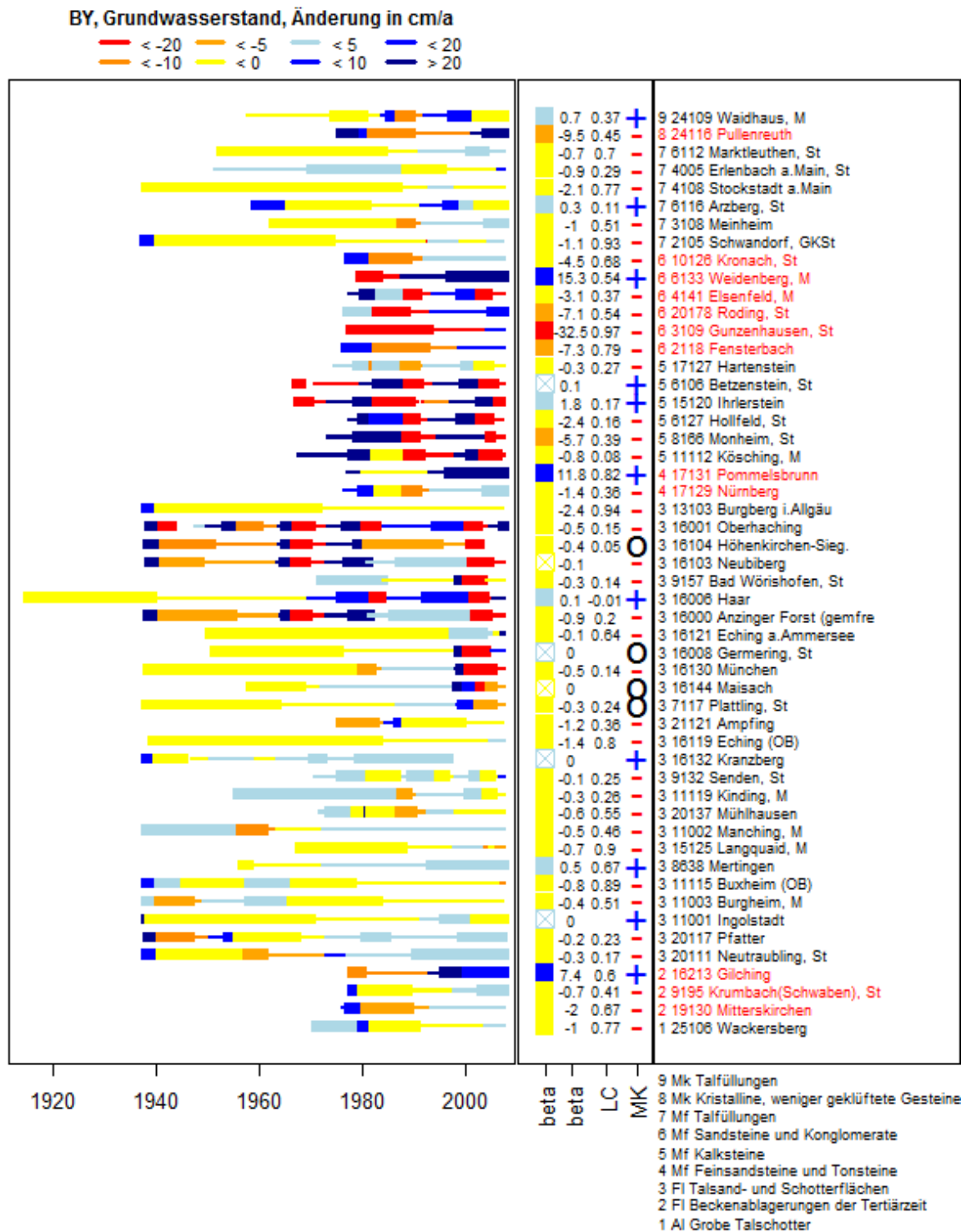


Abbildung 4.37: Änderung der Grundwasserstände in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

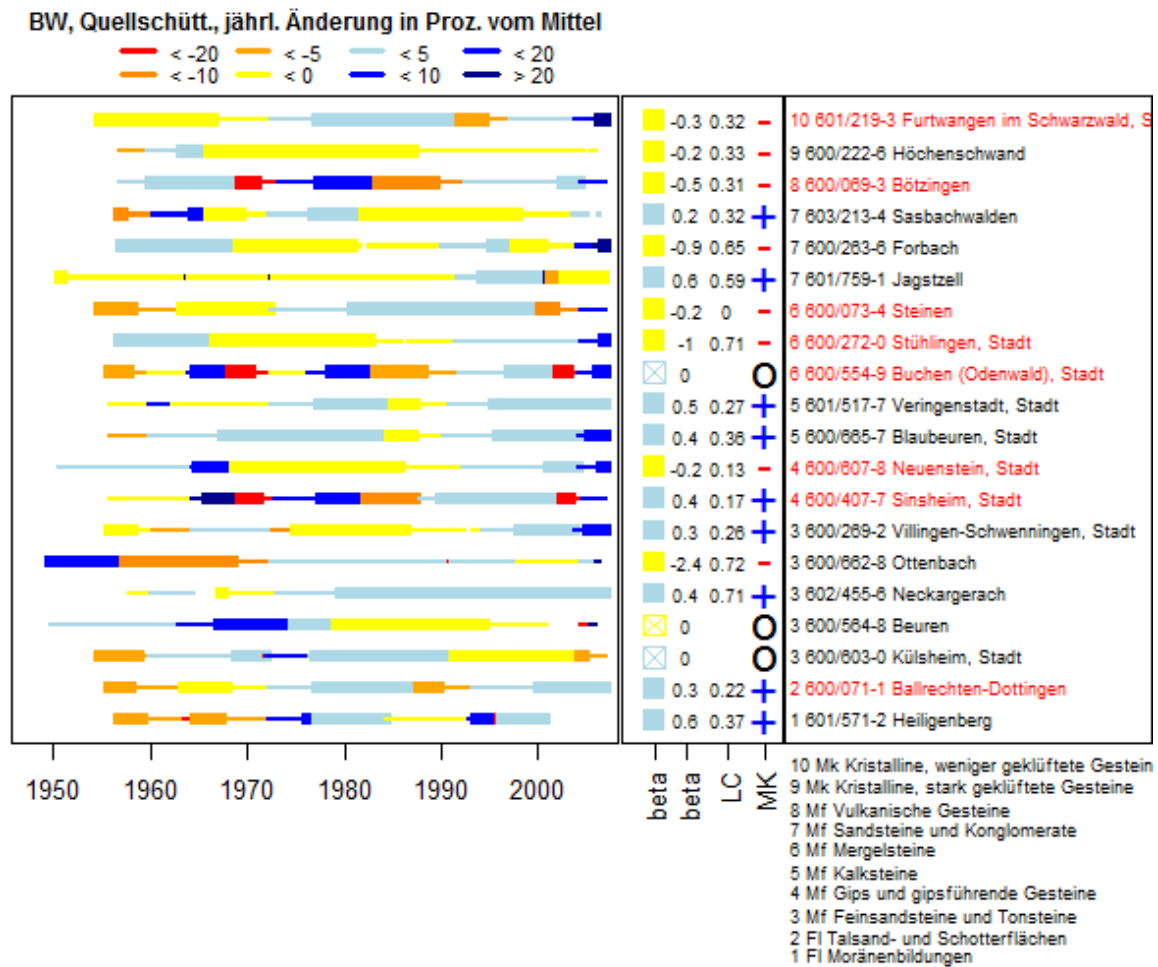


Abbildung 4.38: Änderung der Quellschüttungen in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

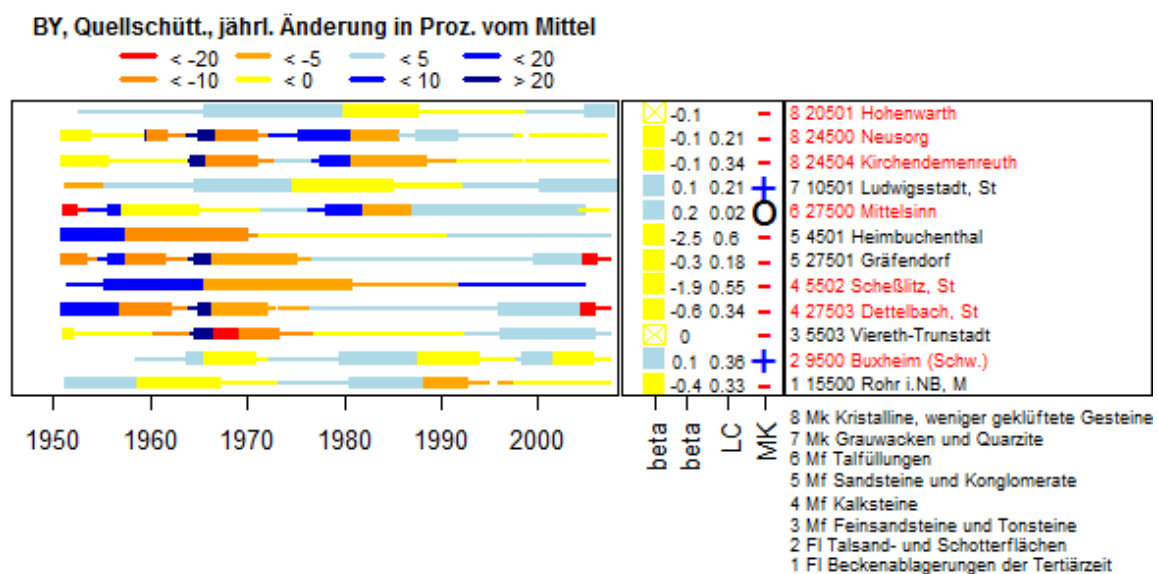


Abbildung 4.39: Änderung der Quellschüttungen in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

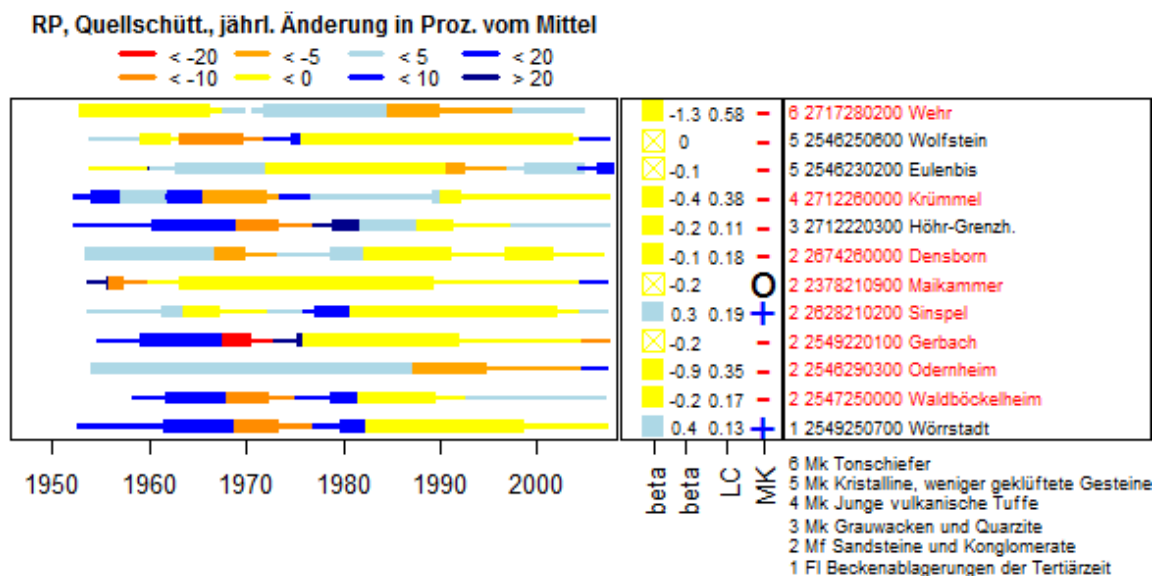


Abbildung 4.40: Änderung der Quellschüttungen in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

Die Informationen der globalen Regressionsanalyse werden in den folgenden drei Übersichtskarten des Untersuchungsraums (Abbildung 4.41 bis Abbildung 4.43) mit denjenigen der segmentierten Berechnungen zusammengeführt. Grundwasserstandsmessstellen sind mit Kreisen symbolisiert, Quellen mit Dreiecken. Das Symbol für die Messstelle ist in diesen Darstellungen je nach Ergebnis des globalen t-Tests eingefärbt. Der zusätzliche Pfeil stellt die tendenzielle Veränderung seit 1980 dar. Ergänzend werden die Ergebnisse des globalen t-Tests (Abbildung 4.44) und die „Tendenz seit 1980“ (Abbildung 4.45) in Abhängigkeit von den hydrogeologischen Unterregionen und Wasserhaushaltskomponenten für die drei Länder gemeinsam dargestellt.

Aus diesen Informationen wird deutlich, dass der langfristige Trend zur Abnahme von Grundwasserständen und Quellschüttungen nicht konzentriert auf bestimmte Regionen auftritt, sondern über den gesamten Untersuchungsraum verteilt ist, wobei eine gewisse Häufung in Gebieten mit geringeren Niederschlägen besteht (Abbildung 4.44).

Bei vielen Messstellen weist die „Tendenz seit 1980“ häufig keinen Trend oder eine Trendumkehr mit steigenden Werten aus, auch wenn über den Gesamtzeitraum eine signifikante Abnahme in den Grundwasserständen oder Quellschüttungen ausgewiesen wird. Dabei lassen sich innerhalb der hydrogeologischen Unterregionen relativ deutliche Muster erkennen, wie z. B. die Zunahmen in BW innerhalb der Unterregion „FI Talsand und Schotterflächen“. Auch Gebiete mit höherer Verdunstung zeigen tendenziell eine Häufung der Anstiege seit den 1980er Jahren (Abbildung 4.45 rechts).

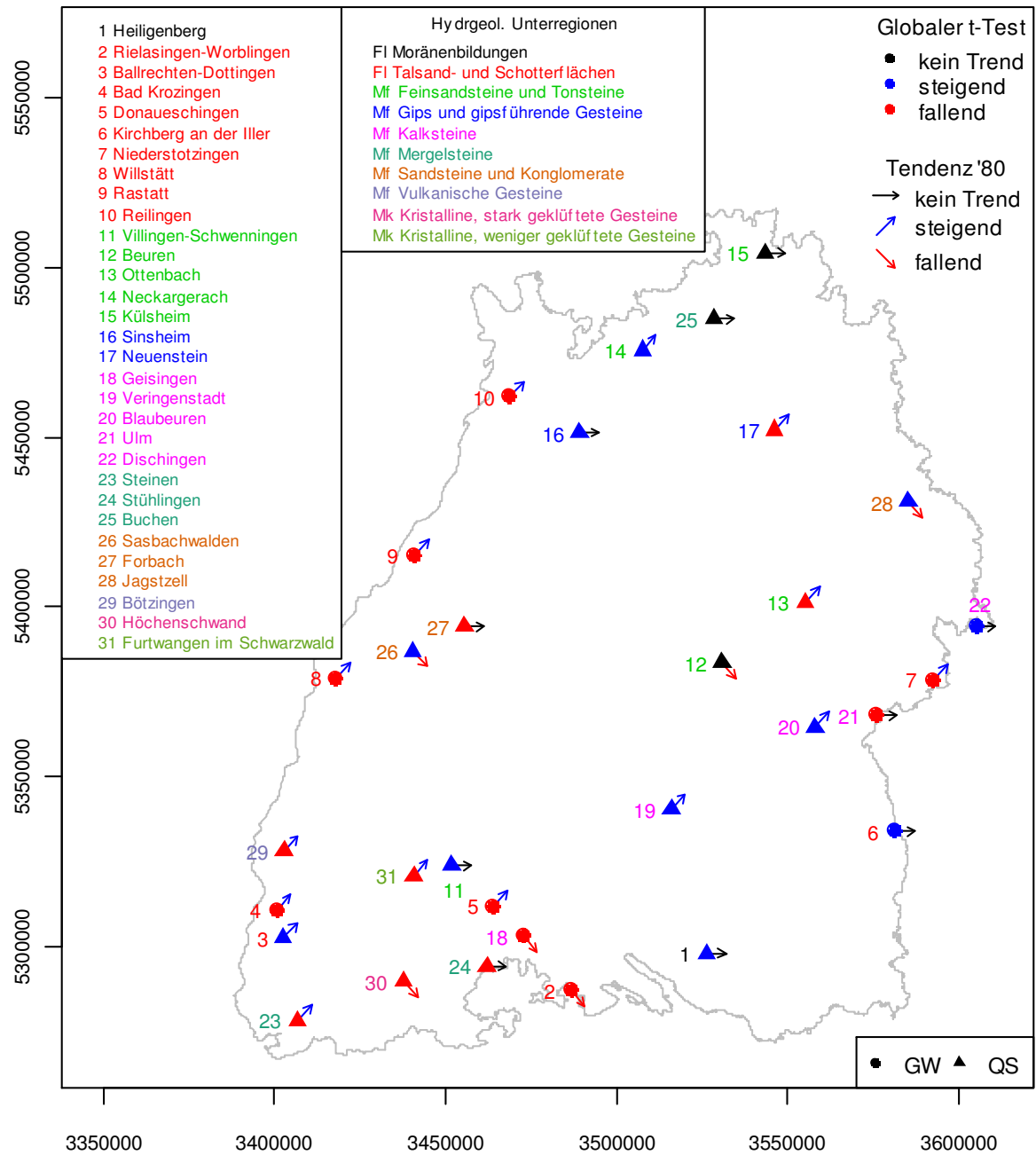


Abbildung 4.41: Räumliche Verteilung von globalen Trends und der tendenziellen Veränderung seit 1980 in Grundwasserständen und Quellschüttungen in Baden-Württemberg. Die Symbolfarbe steht für das Ergebnis des globalen t-Tests (steigender, fallender oder kein Trend), der Pfeil für die Tendenz seit 1980 (mehr als 70% der Jahre mit steigenden oder fallenden Phasen bzw. kein erkennbarer Trend).

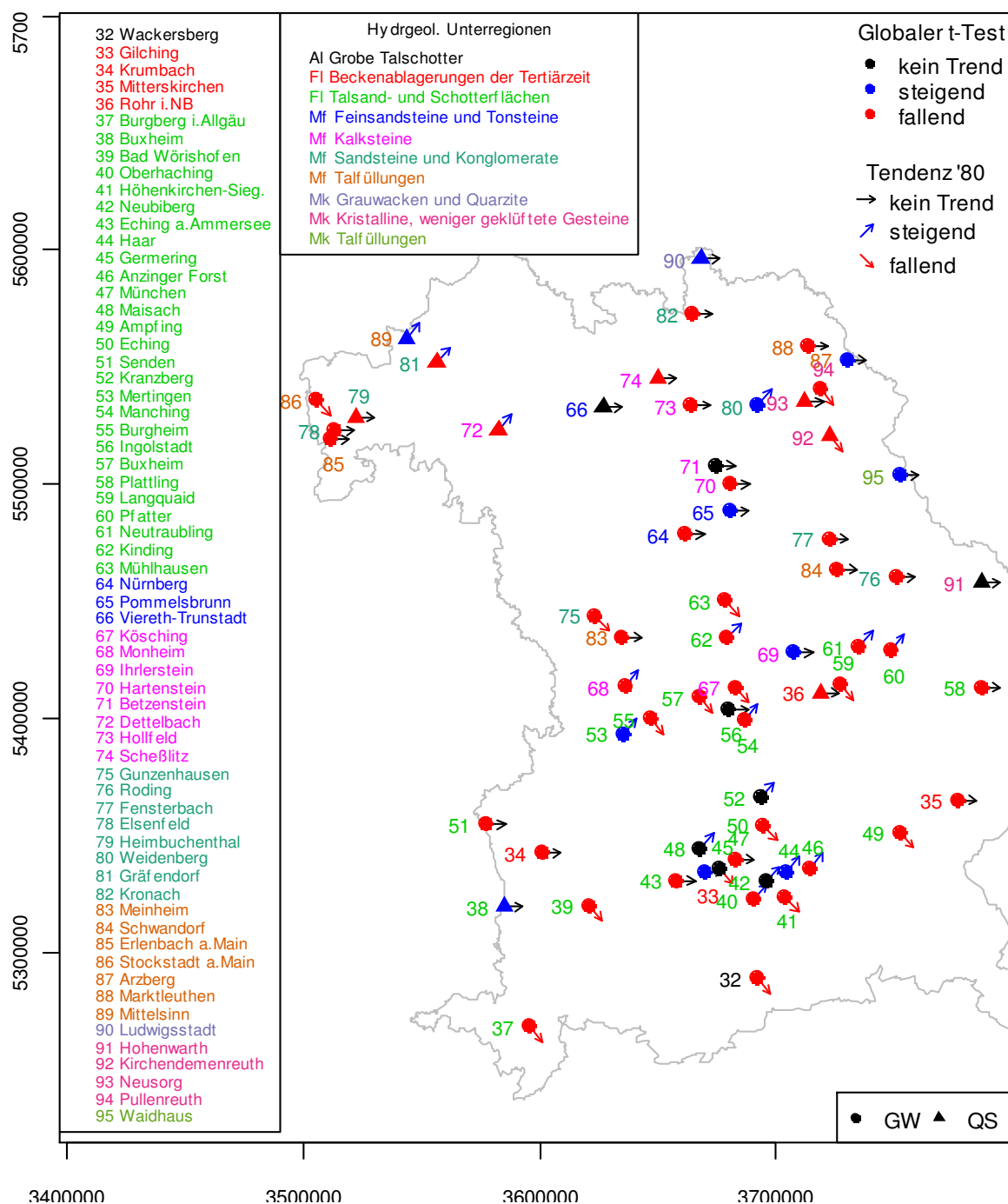


Abbildung 4.42: Räumliche Verteilung von globalen Trends und der tendenziellen Veränderung seit 1980 in Grundwasserständen und Quellschüttungen in Bayern. Die Symbolfarbe steht für das Ergebnis des globalen t-Tests (steigender, fallender oder kein Trend), der Pfeil für die Tendenz seit 1980 (mehr als 70% der Jahre mit steigenden oder fallenden Phasen bzw. kein erkennbarer Trend).

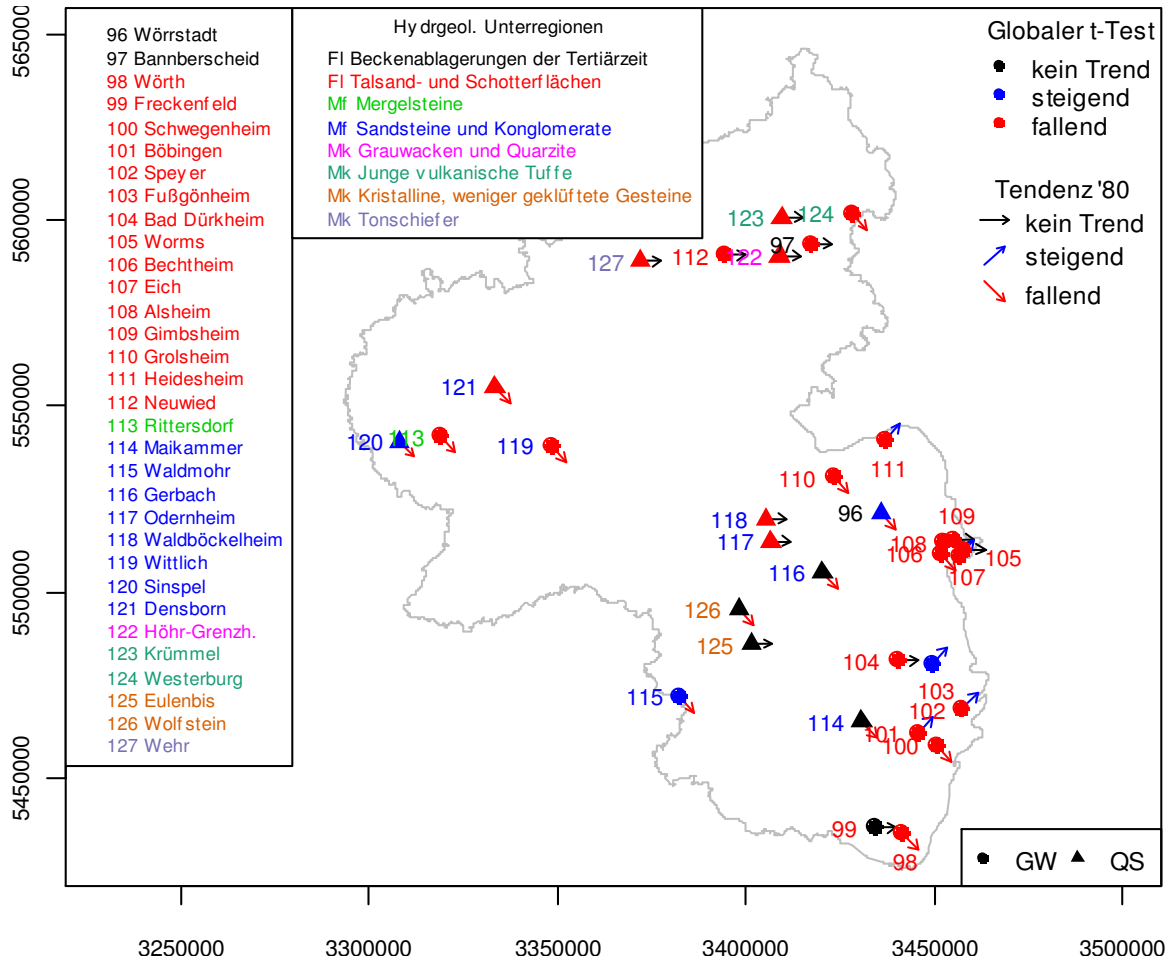


Abbildung 4.43: Räumliche Verteilung von globalen Trends und der tendenziellen Veränderung seit 1980 in Grundwasserständen und Quellschüttungen in Rheinland-Pfalz. Die Symbolfarbe steht für das Ergebnis des globalen t-Tests (steigender, fallender oder kein Trend), der Pfeil für die Tendenz seit 1980 (mehr als 70% der Jahre mit steigenden oder fallenden Phasen bzw. kein erkennbarer Trend).

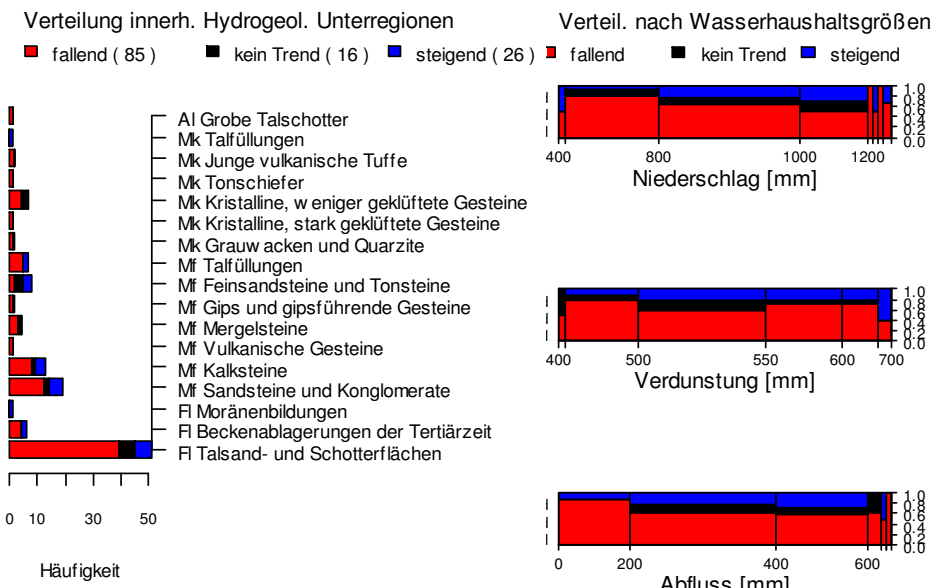


Abbildung 4.44: Test-Ergebnisse des globalen t-Testes nach hydrogeologischen Unterregionen (links) und Wasserhaushaltskomponenten (rechts), alle 127 Messstellen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.

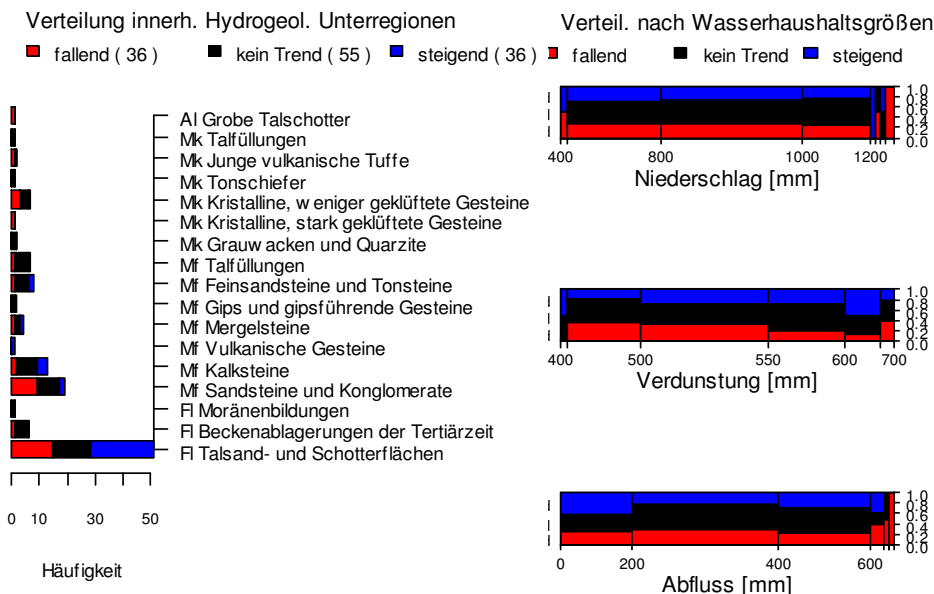


Abbildung 4.45: Verteilung der „Tendenz seit 1980“ nach hydrogeologischen Unterregionen (links) und Wasserhaushaltskomponenten (rechts), alle 127 Messstellen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.

4.2.3 Lokale Trends

Die lokal gewichteten Regressionen von z-transformierten Zeitreihen auf die Zeit werden auch auf sämtliche Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen angewandt (Abbildung 4.46).

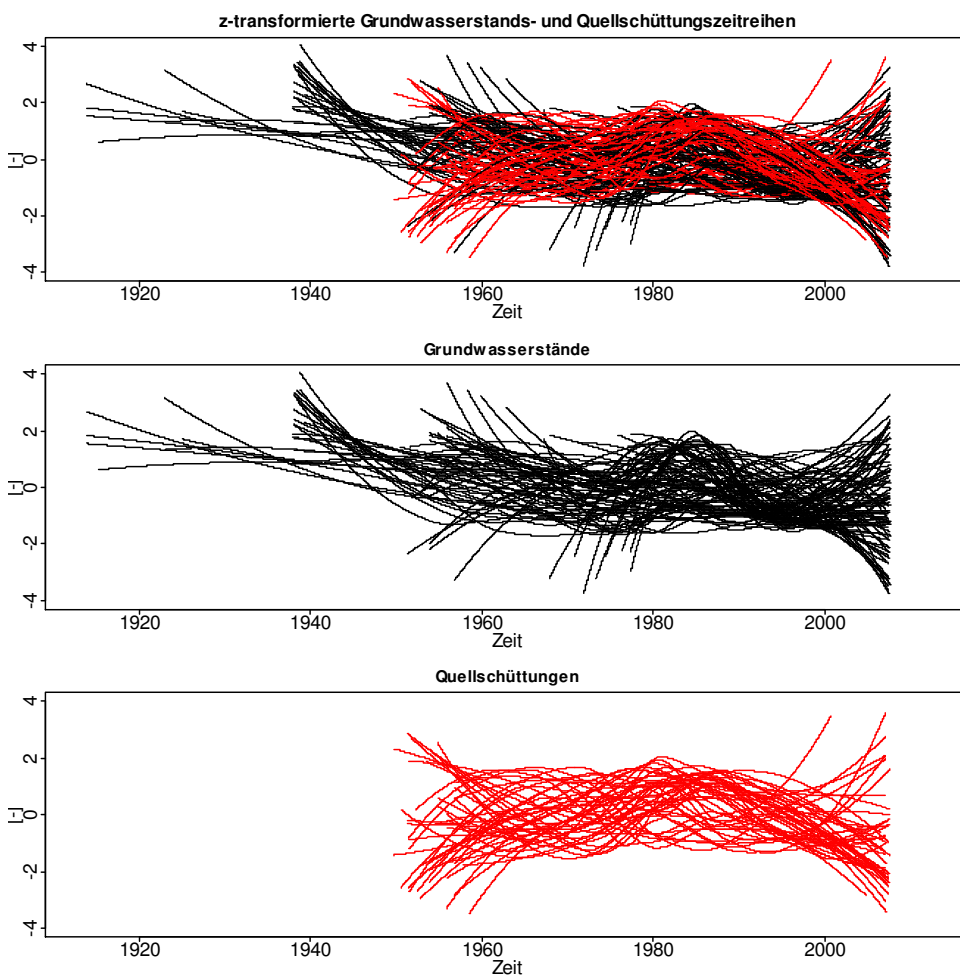


Abbildung 4.46: Lokale Trends für 127 Zeitreihen z-transformierter Grundwasserstände und Quellschüttungen.



Im Vergleich zu den gleichartigen Einzelreihendarstellungen der Klimavariablen Lufttemperatur (Abbildung 4.7), Niederschlag (Abbildung 4.9) und Wasserdargebot (Abbildung 4.11), die hinsichtlich Ordinate und Abszisse die gleiche Skalierung aufweisen, fällt die wesentlich stärkere Inkonformität der Einzelverläufe auf. Viele Quellschüttungszeitreihen zeigen näherungsweise steigende Tendenzen von den 1960er bis zu den 1980er Jahren und Abnahmen ab etwa 1980 oder 1990. Bei den Grundwasserstandsganglinien sind generelle Verläufe schwer erkennbar.

Aus der Betrachtung lokaler Trends und deren Inkonformität stellt sich die Frage, ob ein Zusammenhang zwischen der hydrogeologischen Charakterisierung oder Lage der Messstellen und dem allgemeinen Zeitreihenverlauf besteht. Um dies zu prüfen, werden nachfolgend Clusteranalysen angewandt (s. Abschnitt 3.4.2), wobei sowohl hierarchische als auch partitionierende Verfahren mit jeweils unterschiedlichen Parametern getestet werden. Als Clustervariablen für die Gruppierung der Grundwassermessstellen werden verwendet:

- die Durchlässigkeitsklassen,
- die Schutzfunktion der Grundwasserüberdeckung,
- der Grundwasserflurabstand sowie
- die Position im Untersuchungsgebiet, ausgedrückt durch Rechts- und Hochwert der Messstelle.

Es wurden verschiedene Varianten zur Gewichtung der Variablen betrachtet. Im Ergebnis lässt sich allerdings feststellen, dass die verwendeten hydrogeologischen Merkmale kaum zu Gruppierungen führen, die den Verlauf der Ganglinien erklärbar machen. Vielmehr führt allein die Position der Messstelle (die Parameter Rechts- und Hochwert) zu einer plausiblen Aufteilung der Zeitreihen. Für die Erzeugung von Abbildung 4.47 wurden lediglich diese beiden Merkmale in die Clusteranalyse eingespeist.

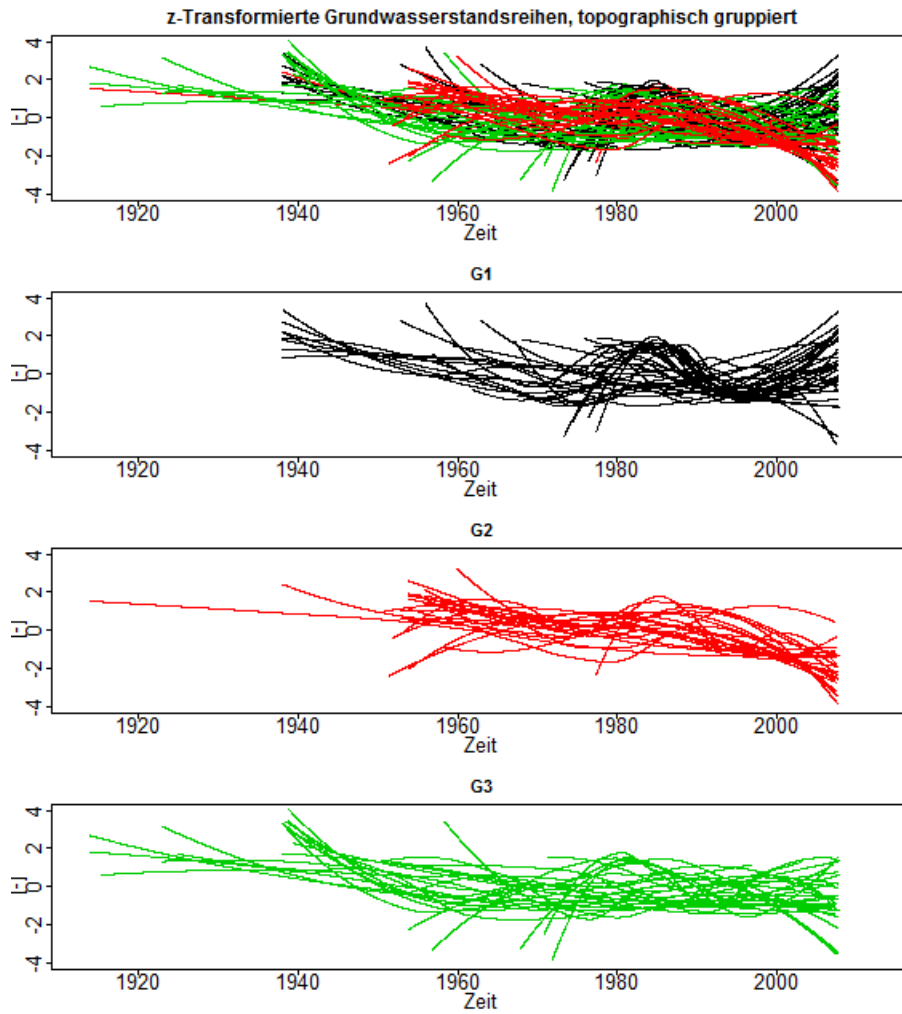


Abbildung 4.47: Lokale Trends für z-transformierte Grundwasserstandsreihen, topographisch gruppiert.

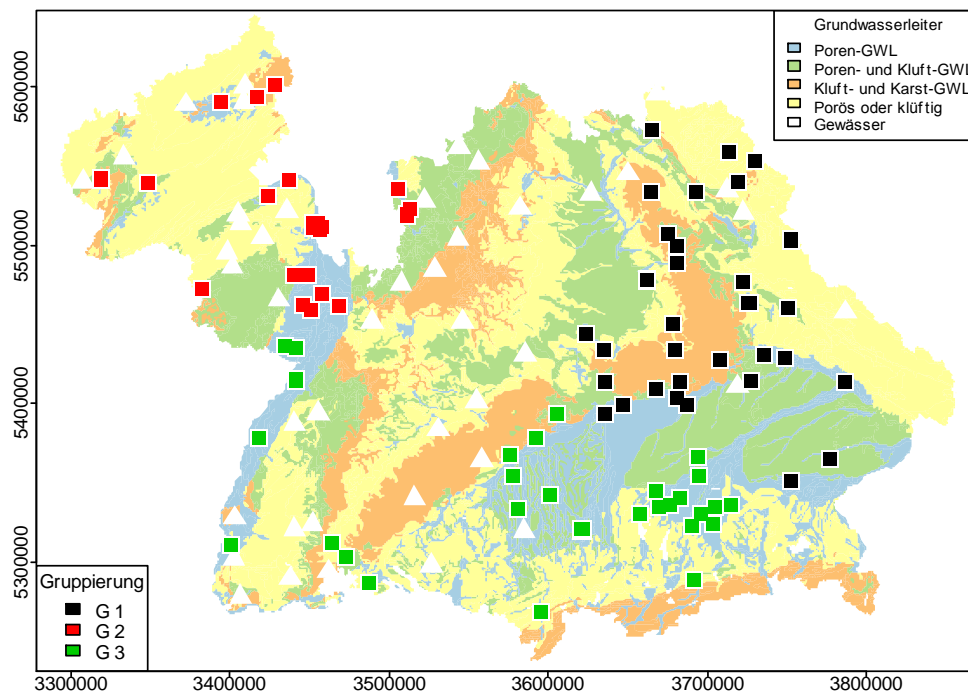


Abbildung 4.48: Räumliche Verteilung der Gruppen lokaler Trends von Grundwasserständen, per Clusteranalyse gruppiert.



Die erste Gruppe (G1, schwarz) ist dabei insbesondere gekennzeichnet durch einen Anstieg seit Ende der 1990er Jahre, vielfach auch mit einem zwischenzeitlichen Anstieg zwischen 1970 und 1980 und einer Abnahme von Mitte der 1980er Jahre bis Mitte der 1990er Jahre.

Die zweite Gruppe (G2, rot) zeigt tendenziell Abnahmen seit Beginn der Messungen, wobei die Abnahmen ab etwa 1990 verstärkt auftreten.

Die dritte Gruppe (G3, grün) weist Abnahmen bis in die 1960er Jahre und näherungsweise stationäres Verhalten seither auf. Diese Beschreibungen sind stark generalisierend. So finden sich in allen drei Gruppen nicht wenige Ausnahmen, so insbesondere Muster mit starken kurzfristigen Anstiegen in den 1970er und 1980er Jahren.

In Abbildung 4.48 sind die drei Gruppen im Untersuchungsgebiet dargestellt. Man findet die Gruppe G1 im Nordosten, die Gruppe G2 im Nordwesten und die Gruppe G3 im Süden des Untersuchungsgebietes. Vergleicht man das Ergebnis mit der in Abbildung 4.32 dargestellten Veränderung der Niederschläge, so ist das Ergebnis zumindest in Bezug auf die Periode seit 2000 in gewisser Weise nachvollziehbar.

Die lokalen Trends der Quellschüttungszeitreihen werden manuell gruppiert, da eine cluster-analytische Gruppierung mit Messstellenmerkmalen keine sinnvolle Aufteilung liefert. Die gruppierten Verläufe zeigt Abbildung 4.49 und die räumliche Verteilung ist in Abbildung 4.50 dargestellt.

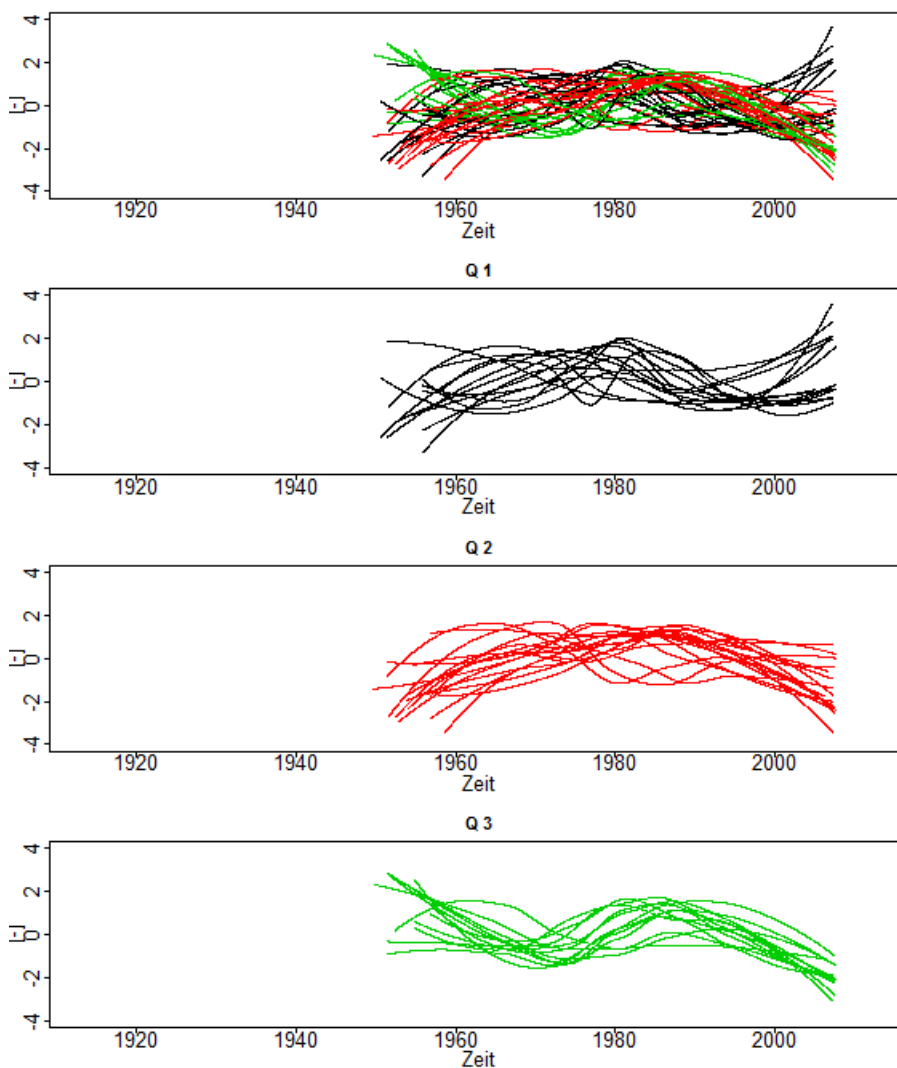


Abbildung 4.49:
Lokale Trends für
z-transformierte
Quellschüttungszeit-
reihen, manuell
gruppiert.

Nur in der Gruppe Q1 (schwarz) treten zum Teil leichte Anstiege seit etwa 2000 auf. In der Gruppe Q2 (rot) sind diejenigen Reihen zusammengefasst, die durch Anstiege ab den 1960er Jahren bis etwa 1985 und danach durch Rückgänge gekennzeichnet sind. Die Gruppe Q3 (grün) ist gekennzeichnet durch fallende Tendenzen bis etwa 1970, danach durch einen Anstieg bis 1980 und erneute, nicht mehr unterbrochene Rückgänge.

Die räumliche Verteilung der drei Gruppen offenbart keine leicht identifizierbaren Muster. Unter Berücksichtigung der Darstellungen zu den Grundwasserständen würde man die Gruppen Q2 und Q3 eher im Westen und die Gruppe Q1 eher im Osten erwarten. Dies ist nur zum Teil erkennbar. Wie der nachfolgende Boxplot zeigt, sind die mittleren Jahresabflüsse in der Gruppe Q1 tendenziell höher als in den anderen beiden Gruppen.

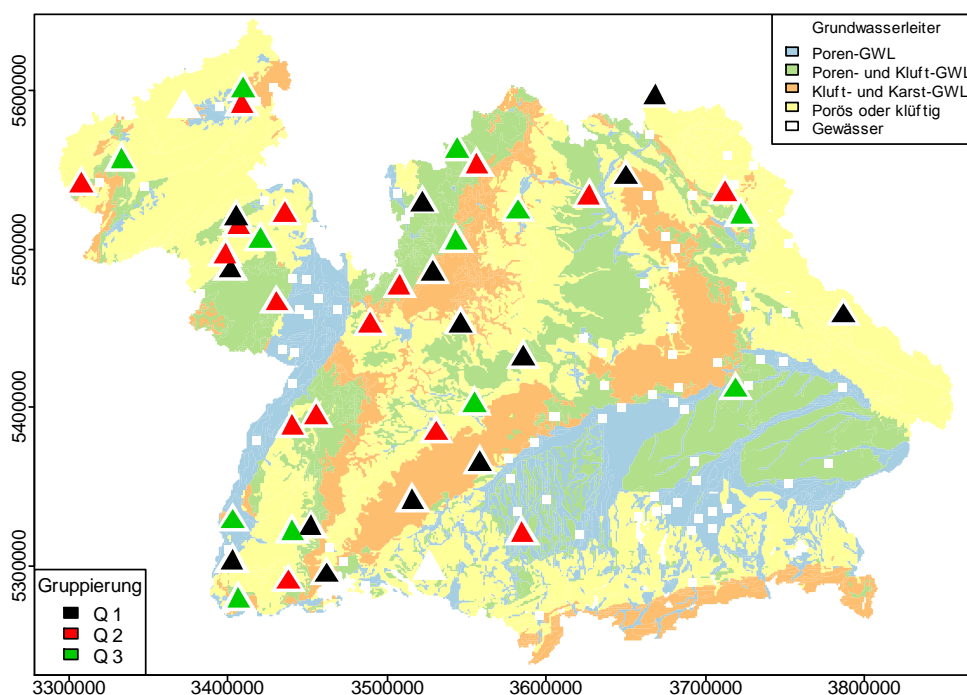


Abbildung 4.50: Räumliche Verteilung der Gruppen lokaler Trends von Quellschüttungen, manuell gruppiert.

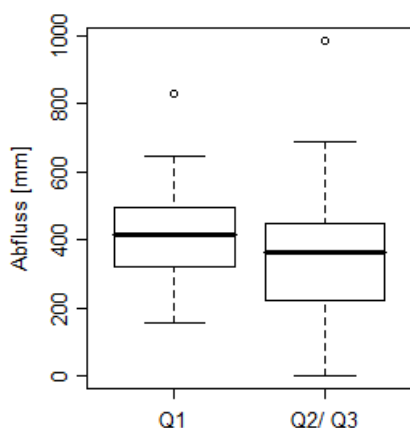


Abbildung 4.51: Verteilung des Jahresabflusses innerhalb der Gruppen Q1 sowie Q2 + Q3.

In einem letzten Schritt wird schließlich eine rein datenorientierte Gruppierung mittels der Clusteranalyse vorgenommen. Dazu werden sämtliche 127 Zeitreihen (Grundwasserstände und Quellschüttungen) als Variablenmerkmale eingeführt.



Bei Extraktion von vier Gruppen ergibt sich eine Aufteilung entsprechend Abbildung 4.52. Man kann im Wesentlichen vier Zeitreihenverlaufsmuster erkennen:

- Gruppe T1 mit Anstiegen von 1970 bis 1980 sowie ab 2000 und Rückgängen bis 1970 und zwischen 1980 und 1990,
- Gruppe T2 mit Rückgängen bis 1970, Anstieg bis 1980 und danach Rückgang,
- Gruppe T3 mit früher beginnendem Anstieg ab 1950, Rückgang bis 2000 und seither Anstieg sowie
- Gruppe T4 mit Anstieg bis 1980 und seither Rückgang.

In der Gruppe T3 befinden sich fast ausschließlich Quellschüttungsmessstellen. Alle 4 Typen zeigen tendenziell ein lokales Maximum im mittleren Verhalten um 1980.

Ein klares räumliches oder hydrogeologisch begründbares Muster der Gruppierung ist nicht erkennbar (Abbildung 4.53). Im Bereich nördlich der bayerischen Donau dominiert Typ T1. Auffallend sind speziell im Bereich der Porengrundwasserleiter auftretende, divergierende Richtungen des Trendverhaltens seit dem Jahr 2000 trotz oft gleichartiger, geringer Grundwasserflurabstände und räumlicher Nähe (gestrichelte Kreise in der Karte). Möglicherweise liegen hier zumindest teilweise anthropogene Beeinflussungen vor.

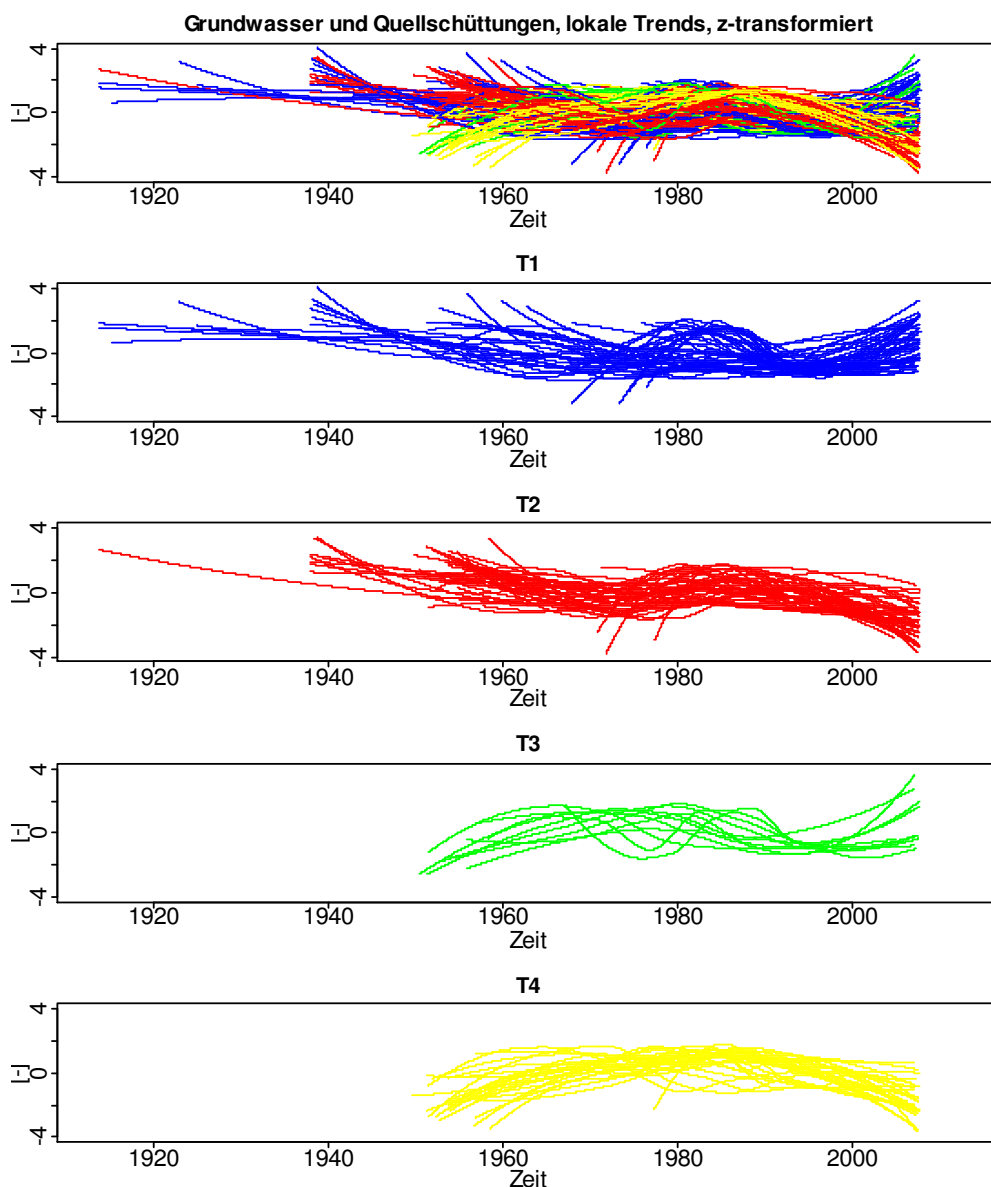


Abbildung 4.52: Gruppierete lokale Trends z-transformierter Grundwasserstände und Quellschüttungen.

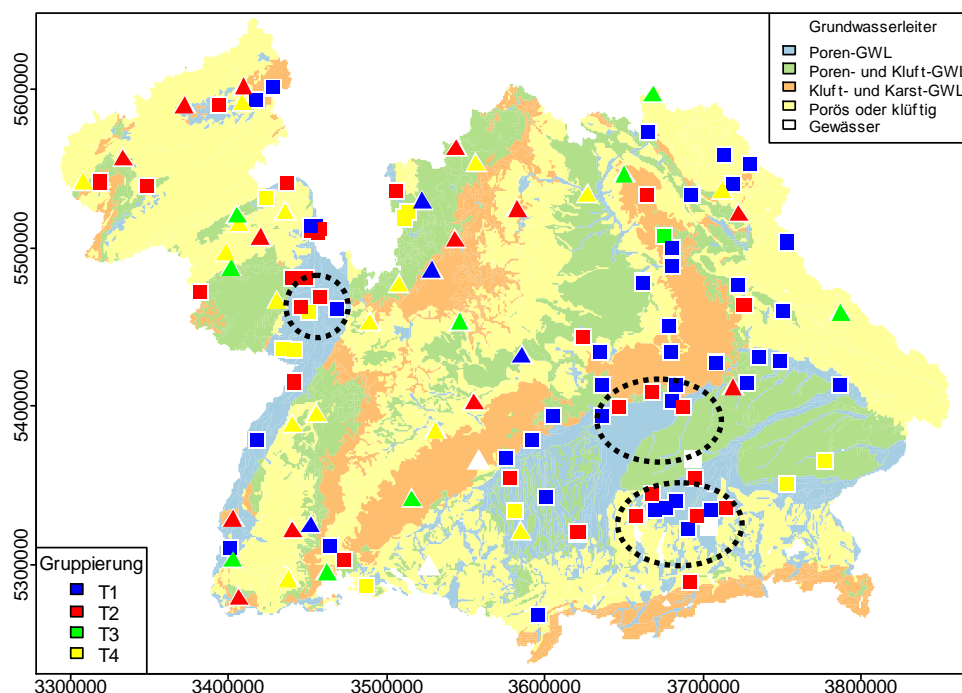


Abbildung 4.53: Räumliche Verteilung der Gruppen lokaler Trends von Grundwasserständen und Quellschüttungen, zeitreihenbasiert gruppiert.

4.2.4 Trenddreiecke

Signifikante Zu- und Abnahmen der Grundwasserstände und Quellschüttungen der 127 betrachteten Messstellen werden hier zusammenfassend in Trenddreiecken dargestellt (Abbildung 4.54).

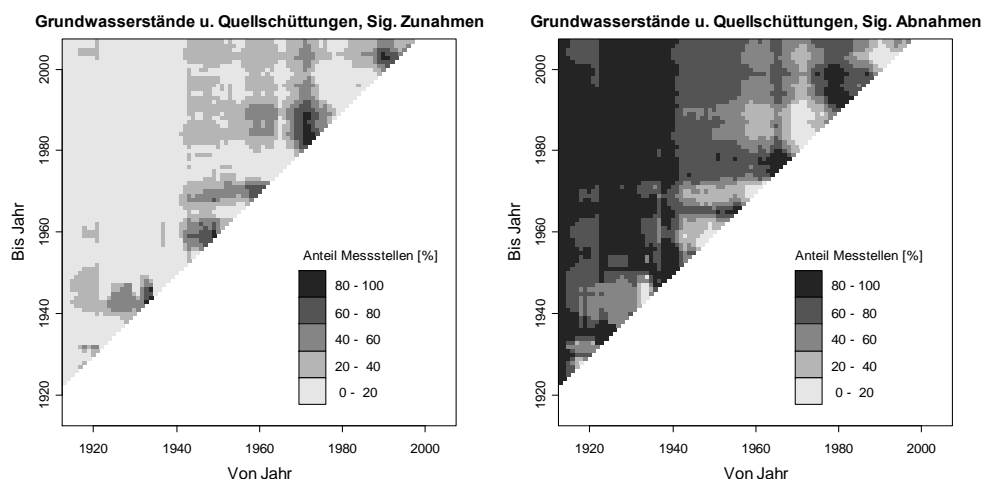


Abbildung 4.54: Ansteigende (links) und fallende (rechts) signifikante Trends nach Mann-Kendall bei 127 Zeitreihen zu Grundwasserstand und Quellschüttungen, getrennt dargestellt in Trenddreiecken.

Beim Vergleich der Ergebnisse mit den gleichartigen Abbildungen zu Lufttemperatur und Wasserdargebot (Abbildung 4.13 und Abbildung 4.14) muss zunächst beachtet werden, dass der Gesamtbetrachtungszeitraum hier etwas größer ist (ab etwa 1910) und dass für den Zeitraum bis ca. 1950 nur relativ wenige Zeitreihen zur Verfügung stehen (s. dazu Abbildung 4.55, links). Berücksichtigt man dies, so fallen folgende Aspekte besonders auf:

- Nach 1950 zeigen sich wechselnde Muster sowohl bei den signifikanten Zunahmen, als auch bei den signifikanten Abnahmen. Dies zeigt, dass die Zusammenführung



aller 127 Messstellen problematisch ist, da hier offensichtlich unterschiedliche Messstellengruppierungen mit verschiedenem Trendverhalten vorliegen.

- Die (wenigen) Messstellen mit langen Reihen zeigen in der Regel signifikante Abnahmen, wenn der Betrachtungszeitraum vor 1940 beginnt.

4.2.5 Periodizitäten

Die kontinuierliche Wavelettransformation wird auf alle 127 Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen angewandt. Wiederum wird das Morlet-Wavelet als Basiswavelet verwendet und der Signifikanztest als flächenbezogener Test mit Montecarlo-Simulationen ausgeführt. Zur näheren Erläuterung werden in Abbildung 4.55 die Ergebnisse anhand der Messreihe Eglfing Lehrer demonstriert.

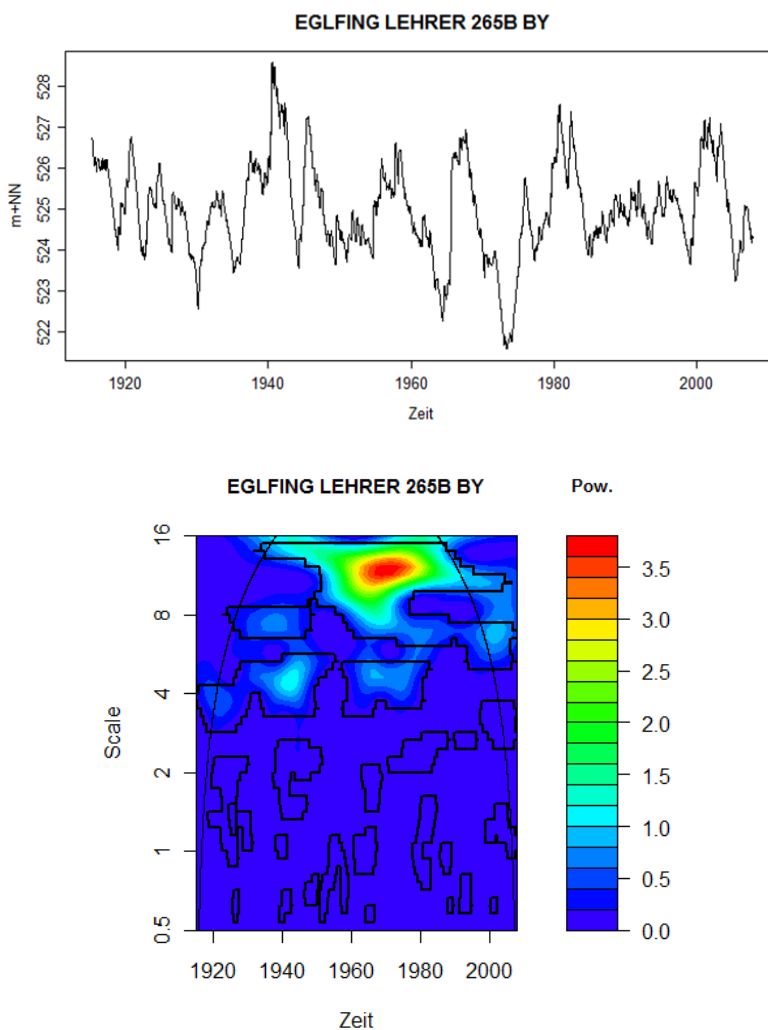


Abbildung 4.55: Wöchentliche Grundwasserstände der Messstelle Eglfing Lehrer (oben) und zugehöriges Wavelet-Powerspektrum (unten).

Im Vergleich mit den bisher gezeigten Spektren fällt besonders auf, dass sich hier signifikante Periodizitäten in vielen Skalen- und Zeitbereichen finden.

Eine Schwierigkeit bei der Anwendung der Wavelettransformation auf die Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen besteht darin, dass das Verfahren nur auf lückenfreie Zeitreihen anwendbar ist. Da in den Reihen zum Teil größere Datenlücken auftreten, wurde wie folgt vorgegangen:

- Ersatz fehlender Werte mittels linearer Interpolation, um Datenlücken zu schließen, die nicht länger als fünf Wochen andauern.
- Identifikation der jeweils längsten, zusammenhängenden Teilzeitreihe innerhalb der so teilgeschlossenen Datenreihen für jede Messstelle.

- Kontinuierliche Wavelet-Transformation dieser Teilzeitreihe. Dabei wird die maximal betrachtete Wavelet-Skala mittels einer Stufenfunktion von der Länge der Teilzeitreihe abhängig gemacht (aus einer über 15 Jahre zusammenhängenden Datenreihe kann z. B. keine 16-Jahres-Schwingung berechnet werden).

Auf dieser Grundlage wurden kontinuierliche Wavelettransformationen für sämtliche 127 Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen durchgeführt.

Wie bei den Klimazeitreihen werden nachfolgend auch die Ergebnisse der Grundwasserstands- und Quellschüttungsdaten in einem einzigen Diagramm zusammengefasst, aus dem signifikante Periodizitäten in Abhängigkeit von Zeit und Skala dargestellt sind (Abbildung 4.56, rechts). Dabei stehen aber aufgrund der oben erläuterten Vorgehensweise bei vielen Messstellen weder der gesamte Skalenbereich zwischen 0,5 bis 16 Jahren noch der Gesamtbetrachtungszeitraum zwischen 1913 und 2007 zur Verfügung. Aus diesem Grund wird in Abbildung 4.56 links der für die rechte Seite der Abbildung zugrunde liegende Stichprobenumfang dargestellt.

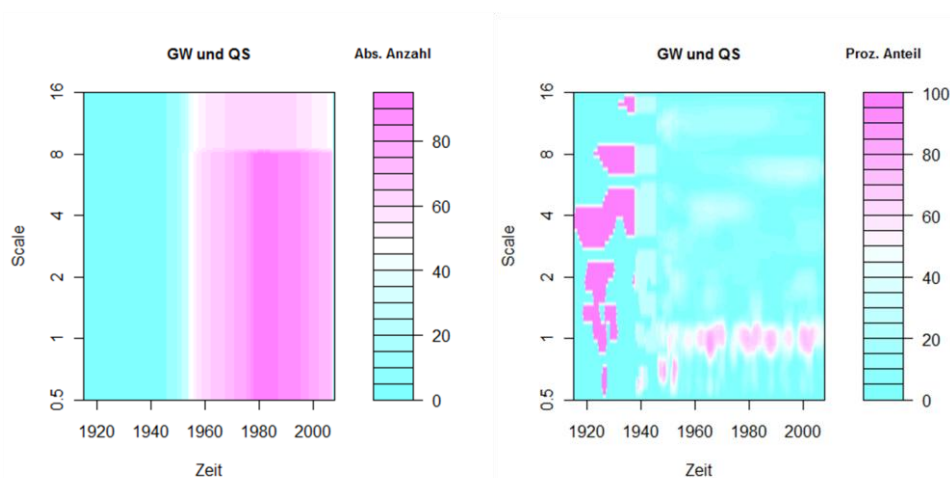
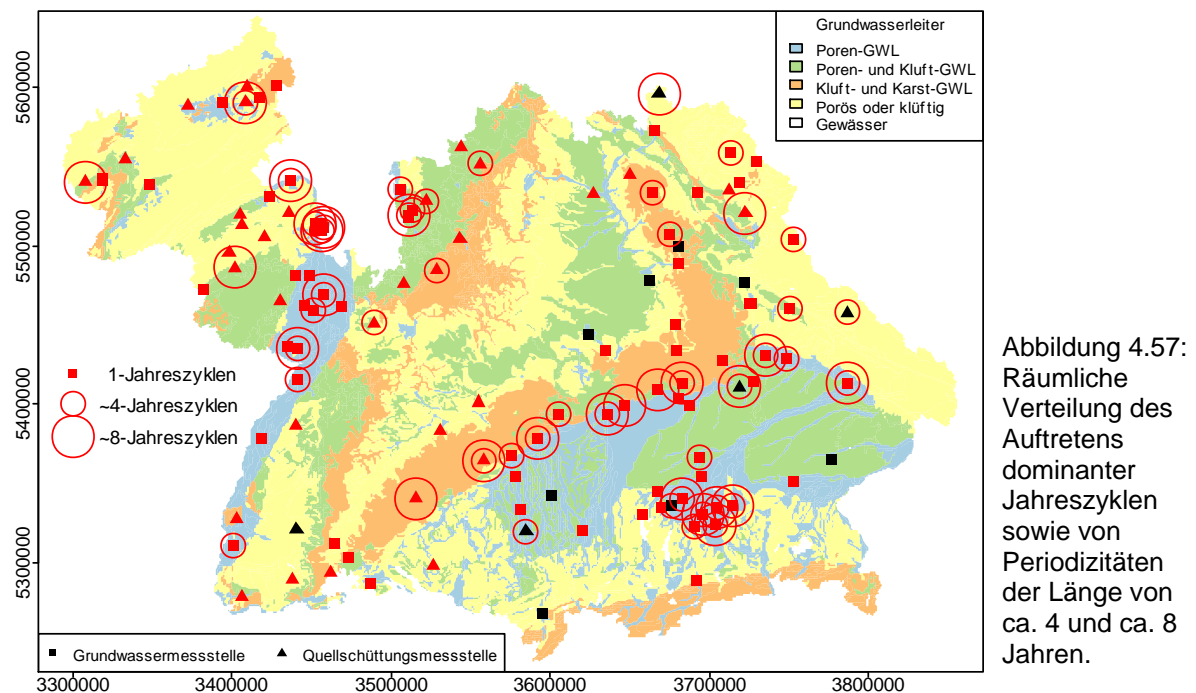


Abbildung 4.56: Grundwasserstands- und Quellschüttungsreihen, Datenverfügbarkeit für Wavelet-Untersuchungen (links) sowie zusammengefasste Ergebnisse für 127 Messstellen (rechts).

Folgendes wird dabei deutlich:

- Die dominante, in den meisten Zeitreihen auftretende Periodizität ist der Jahreszyklus. Auffällig ist eine kaum ausgeprägte Jahresschwingung im Zeitraum zwischen 1930 und 1940/1950, wobei dieses Ergebnis allerdings nur auf sehr wenigen Einzelreihen basiert. Ebenso wie bei Niederschlag bzw. Wasserdargebot (Abbildung 4.21) wechseln auch hier Phasen, in denen der Jahreszyklus (y -Wert 1 im Wavelet-Spektrum) stärker und schwächer ausgeprägt ist.
- Etwa ein Drittel bis die Hälfte der Messreihen zeigen signifikante Periodizitäten im Bereich zwischen 2 bis 16 Jahren. Dabei fällt auf, dass die betroffenen Skalen und Zeiträume in Beziehung stehen mit signifikanten Periodizitäten bei Niederschlag bzw. Wasserdargebot (vgl. Abbildung 4.56 mit Abbildung 4.21), denn wiederum findet man
 - o ca. 15-Jahres-Periodizitäten zwischen 1940 und 1980,
 - o ca. 4-Jahres-Periodizitäten zwischen 1960 und 1980 und
 - o ca. 8-Jahres-Periodizitäten seit 1980

Für das Untersuchungsgebiet wird in Abbildung 4.57 dargestellt, an welchen Messstellen eine markante Jahresschwingung sowie Periodizitäten der Dauer von ca. 4 und ca. 8 Jahren auftreten. Dabei werden die Periodizitäten dann einer Station zugeordnet, wenn zumindest 15% der Wavelet-Koeffizienten im entsprechenden Skalenbereich die Signifikanzgrenze überschreiten.



Man erkennt, dass großskalige Periodizitäten in erster Linie bei Grundwasserstandsmessstellen im Bereich von Porengrundwasserleitern oder bei Quellschüttungsmessstellen auftreten. Offensichtlich wird das in den Niederschlags- und Wasserdargebotszeitreihen auftretende Signal bei anderen hydrogeologischen Verhältnissen in der Regel herausgefiltert.

4.2.6 Zusammenfassung wichtiger Ergebnisse

Die Untersuchung des mittleren Verhaltens der Grundwasserstände und Quellschüttungen liefert folgende wesentliche Ergebnisse:

- Bei vielen Messstellen treten signifikante Veränderungen hinsichtlich der Saisonalität auf. Betrachtet man den Zeitpunkt im Jahr, an dem das Maximum des Jahresgangs auftritt, so ergeben sich im Mittel über den jeweiligen Gesamtbeobachtungszeitraum der Messstellen häufig Zeitpunkte innerhalb der Monate März bis Mai. Ermittelt man diese Zeitpunkte jedoch gleitend entlang des Gesamtbeobachtungszeitraumes, so zeigt sich bei 45 % der Messstellen eine statistisch signifikante Tendenz zu früherem Auftreten des Maximums. Ebenso zeigt sich bei etwa 40 % der Messstellen eine statistisch signifikante Tendenz zur Verstärkung der Amplitude zwischen dem Minimum und dem Maximum der Jahresgangs.
- Die Zeitreihen zahlreicher Messstellen (67 %) im Untersuchungsgebiet zeigen bei Betrachtung des jeweiligen Gesamtbeobachtungszeitraumes eine signifikante langfristige Tendenz zur Verringerung der mittleren Grundwasserstände und Quellschüttungen. Die Abnahmen sind bei vielen Messstellen in den letzten 20 bis 30 Jahren in Stationarität oder Zunahme umgeschlagen. So zeigen seit 1980 nur noch ca. 28 % der Messstellen signifikante Abnahmen und immerhin 43 % ein stationäres Verhalten.
- Das zeitliche Änderungsverhalten an den meisten Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen lässt sich einem von vier Verlaufstypen zuordnen, wovon zwei seit dem Jahr 2000 (oder bereits davor) fallende und zwei seither ansteigende Tendenzen zeigen. Viele Messreihen zeigen im mittleren Verhalten ein lokales

Maximum um das Jahr 1980. Dies bedeutet nicht, dass bei den Grundwasserstandsmessreihen in der Regel maximale Werte um dieses Jahr auftreten, sondern lediglich, dass der langfristige Trend Anfang der 1980er Jahre oft lokal kulminiert. Die räumlichen Verteilungsmuster der vier Typen sind durch die hier vorliegenden, einfachen hydrogeologischen Charakterisierungen der Messstellen nicht erklärbar. Im Bereich nördlich der bayerischen Donau tritt eine Häufung von Messstellen mit ansteigendem Trend seit 2000 auf.

- Die in den Niederschlägen und Wasserdargeboten aufgedeckten großskaligen Periodizitäten finden sich in einem Teil der Grundwassermessstellen wieder. Dabei sind die Zeiten stärkerer Ausprägung der Zyklen weitgehend deckungsgleich mit denjenigen der Niederschläge. Messstellen im Bereich von Porengrundwasserleitern und Quellen, also Messstellen mit relativ kurzen Grundwasseralters, sind am ehesten davon betroffen.

4.3 Veränderungen der Extremwerte von Grundwasserständen und Quellschüttungen

4.3.1 Veränderungen von Höchstgrundwasserständen und -quellschüttungen

Zur Analyse der Extremwerte werden die jährlichen Höchstwerte aus den Grundwasser- und Quellschüttungszeitreihen extrahiert und wie folgt weiter behandelt:

1. Durchführung einer einfachen linearen Regression der Extremwerte auf die Zeit über den Gesamtzeitraum.
2. Der Steigungsparameter b der Regressionsgeraden wird mittels des t-Testes auf Signifikanz bei 5 % Irrtumswahrscheinlichkeit geprüft (Abschnitt 3.2.2).
3. Durchführung einer lokal gewichteten Regression auf die Zeit und – im Fall eines signifikanten Steigungsparameters b – Ermittlung des Korrelationskoeffizienten LC zwischen der linearen Regressionsgerade aus Schritt 1 und der lokalen Regressionsfunktion.
4. Das Vorhandensein eines Trends wird mit dem Mann-Kendall-Trendtest über den Gesamtzeitraum mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit 5 % überprüft.
5. Das in Abschnitt 3.3.1 erläuterte Verfahren der segmentierten, instationären Extremwertanalyse wird zur Beschreibung des Wahrscheinlichkeitsverhaltens der Extremwertserie angewandt.

Die drei nachfolgenden Abbildungen zeigen beispielhaft Ergebnisse des Verfahrens für drei Messstellen. Neben den Höchstwerten selbst und der Testaussagekraft sind die lineare Regressionsgerade über den Gesamtzeitraum, die lokale Regression sowie das jeweils ermittelte 10-jährliche Quantil dargestellt. Im stationären Fall ist das Quantil ein konstanter Wert, im Falle von instationären GEV-Parametern ist es eine Funktion der Zeit. Durch die in Abschnitt 3.3.1 eingeführte Erweiterung der instationären Wahrscheinlichkeitsanalyse (IWA) kann sich dabei der trendartige Verlauf zu den ermittelten Knickpunkten verändern. Im Fall der Messstelle Rielasingen (Abbildung 4.58) liefert die erweiterte IWA das Ergebnis, dass die Höchstwasserstände stationär sind. Das 10-jährliche Quantil ist damit konstant und entspricht dem anhand von Abbildung 3.13 bereits erläuterten Wert von 414.6 m NN. In den anderen beiden Beispielen zu Grundwasserhöchstwerten in Weidenberg bzw. Donauschingen führt der Algorithmus zu einem bzw. zwei Knickpunkten.

Zur Gesamtschau der Ergebnisse wird die in Abschnitt 4.2.2 erläuterte Darstellungsform verwendet. Bei den im linken Teil dargestellten Steigungskoeffizienten handelt es sich hier um die jährliche Änderung des 10-jährlichen Quantils. Im Fall der Grundwasserstände ist es die jährliche Änderung des 10-jährlichen Grundwasserhöchststandes, ausgedrückt in Zentimeter pro Jahr, im Fall der Quellschüttungsdaten die jährliche Änderung der 10-jährlichen Quell-



schüttung als Prozent vom Mittelwert der 10-jährlichen Quellschüttung. Zeiträume mit Regressionswerten oberhalb des Regressionsmittelwertes werden mit dickeren Linien und Zeiträume unterhalb des Mittelwertes mit schmalere Linien dargestellt. Die Klasseneinteilung wird um die Klasse „stationär“ erweitert.

Im mittleren Bereich der Abbildung werden die globalen Ergebnisse der Regressionsbetrachtungen für den Gesamtzeitraum dokumentiert. Die Messstellen sind, nach hydrogeologischer Landschaft gruppiert, in der rechten Spalte aufgeführt. Der Wechsel der Schriftfarbe veranschaulicht den Übergang zu einer anderen Gruppe.

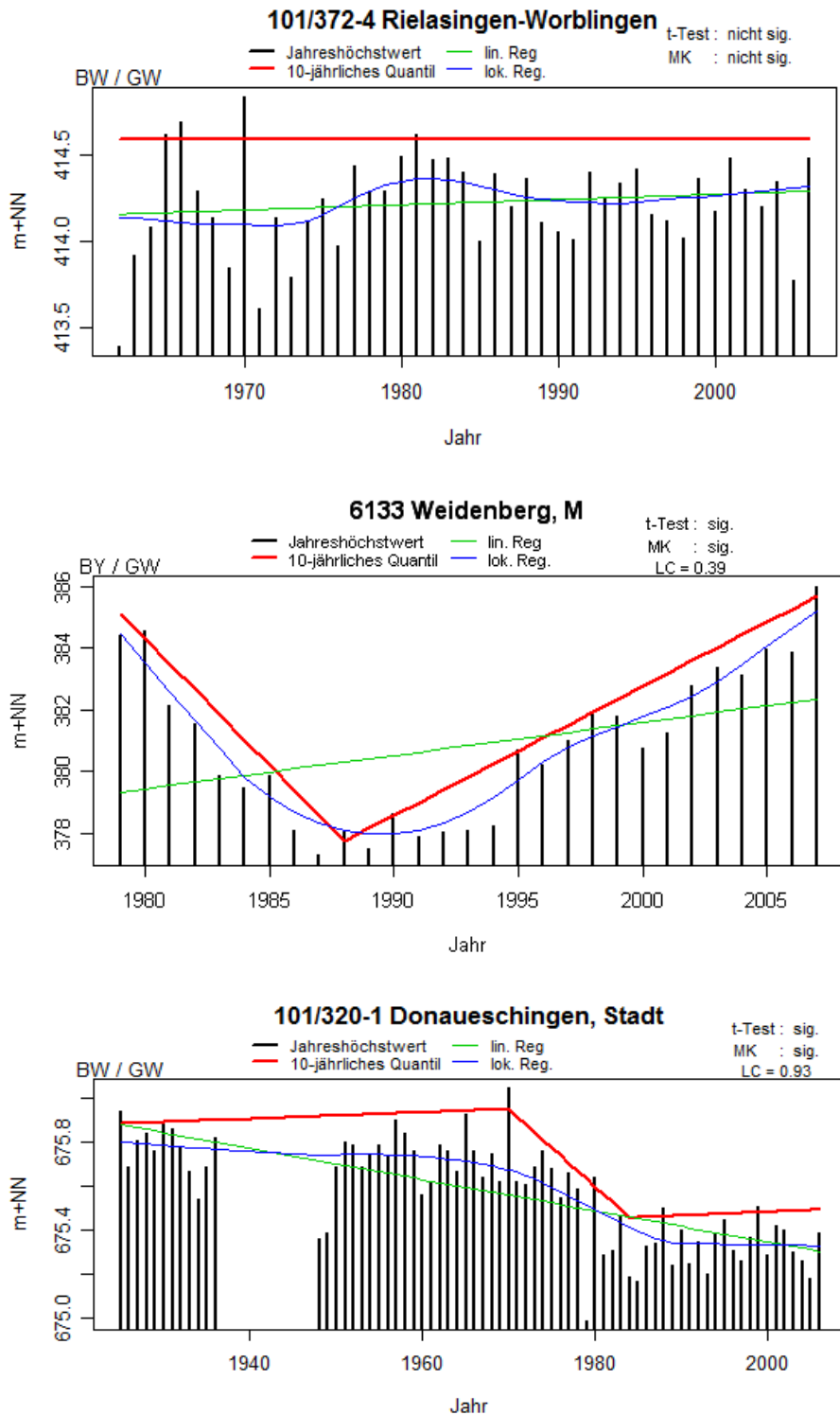


Abbildung 4.58:
 Änderung der
 Grundwasser-
 standshöchstwerte
 an den Messstellen
 101/372-4
 Rielasingen-
 Worblingen, 6133
 Weidenberg und
 101/320-1
 Donaueschingen.

Beim Vergleich der dargestellten Steigungsmaße der erweiterten IWA mit dem Steigungsmaß der globalen Regression sollte beachtet werden, dass letzteres das mittlere Änderungsverhalten der Extremwerte quantifiziert, erstere die Änderung des 10-jährlichen Quantils. Folgendes wird in den Abbildungen deutlich:

Jährliche Grundwasserhöchststände (Abbildung 4.59 bis Abbildung 4.61)

Bezogen auf die Auswertungen über den Gesamtzeitraum werden mittels der globalen Verfahren in ähnlicher Häufigkeit signifikante, geringe Abnahmen und Trendfreiheit ausgewiesen, signifikante Zunahmen treten kaum auf (BW: einmal, BY: sechsmal, RP: nie). Die erweiterte IWA führt häufig zum stationären GEV-Modell, wobei beim Testergebnis „stationär“ eine gute Übereinstimmung zu den globalen Verfahren vorliegt. Die Ergebnisse an der Messstelle 119/765-9 weisen – bezogen auf die globale Regression – auf die bekannte Anfälligkeit bei extremeren Werten am Anfang oder Ende einer Datenreihe hin. Deutliche Unterschiede in den Aussagen zwischen der erweiterten IWA und den beiden globalen Tests finden sich an der bayerischen Messstelle Pullenreuth. Auch an den baden-württembergischen Messstellen Willstätt, Donaueschingen und Bad Krozingen liefert die erweiterte IWA Hinweise auf Abklingen bzw. Trendumkehr, die im Widerspruch zur Aussage der globalen Verfahren stehen. Die Sortierung nach hydrogeologischen Landschaften und Niederschlagshöhen veranschaulicht gleichartige Instationaritätsmuster innerhalb der Messstellengruppen.

Jährliche Quellschüttungshöchstwerte (Abbildung 4.62 bis Abbildung 4.64)

Die Quellschüttungshöchstwerte unterliegen in der weit überwiegenden Zahl keinen trendartigen Veränderungen. Dies belegen die beiden globalen Tests ebenso wie die erweiterte IWA. Unterschiede in der Bewertung durch globale Tests und erweiterter IWA ergeben sich insbesondere an mehreren bayerischen Messstellen, z. B. Heimbuchenthal und Buxheim.

Abbildung 4.65 zeigt die räumliche Verteilung der Ergebnisse des Mann-Kendall-Tests für Grundwasserstands- und Quellschüttungshöchstwerte in den drei Ländern. Auf die Wiedergabe der sehr ähnlichen Verteilung der Ergebnisse des globalen t-Tests wird verzichtet. In Abbildung 4.66 ist ein Ergebnis der erweiterten IWA dargestellt: Es handelt sich dabei um die Darstellung des Trends im jeweils letzten Trendabschnitt. Im Vergleich der beiden Karten fällt das häufigere Auftreten ansteigender Höchstwerte bei der erweiterten IWA auf, wobei in beiden Karten die Anzahl ausgewiesener Stationaritäten deutlich überwiegt und gleichartig ist (77 mal bei Mann-Kendall, 74 mal bei erweiterter IWA).

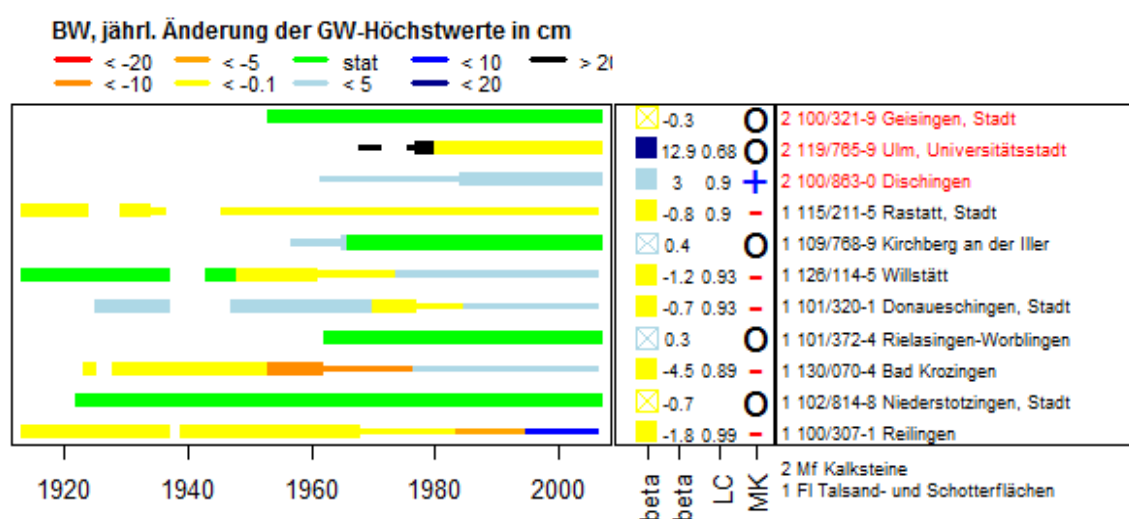


Abbildung 4.59: Änderung der Grundwasserstandshöchstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

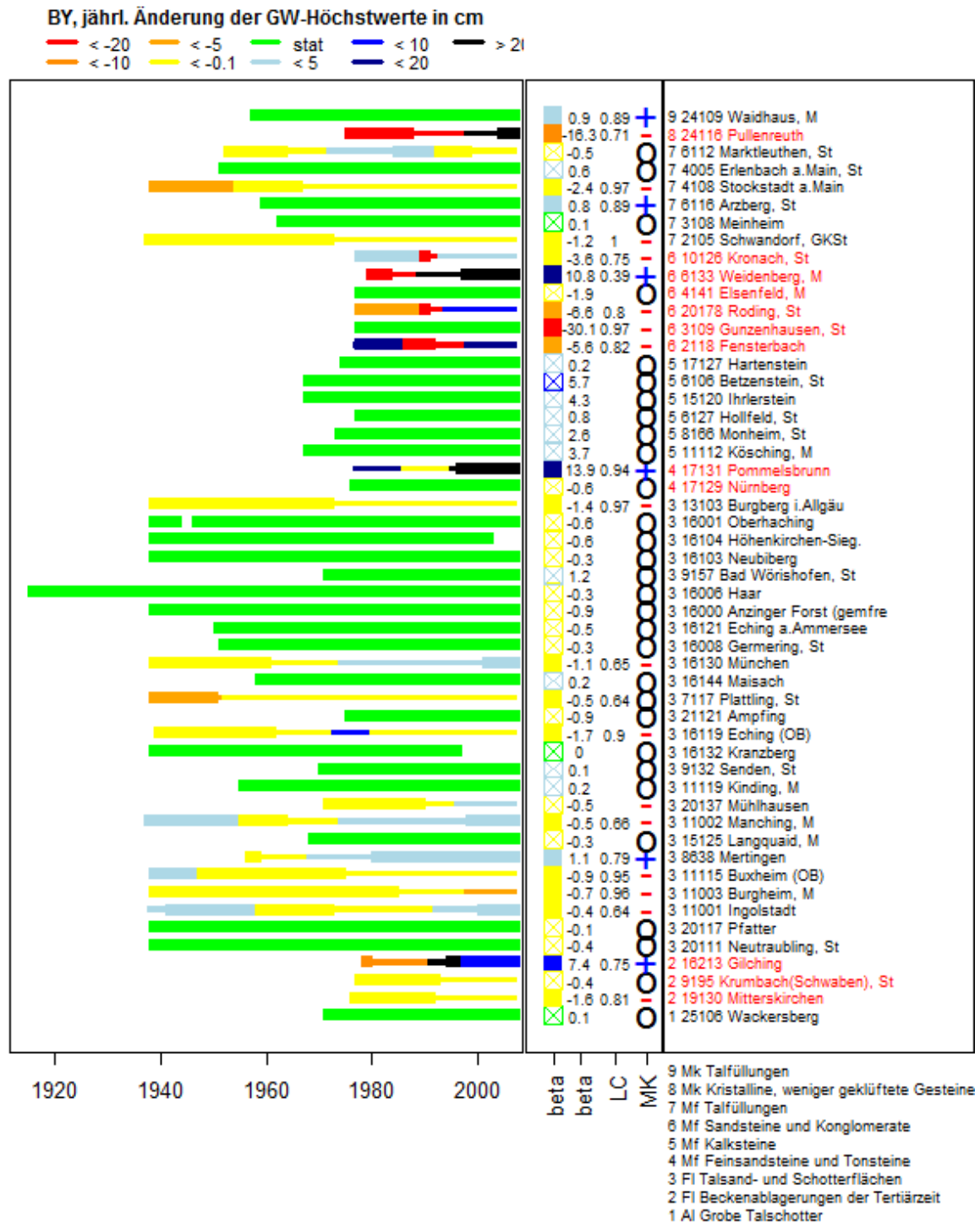


Abbildung 4.60: Änderung der Grundwasserstandshöchstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

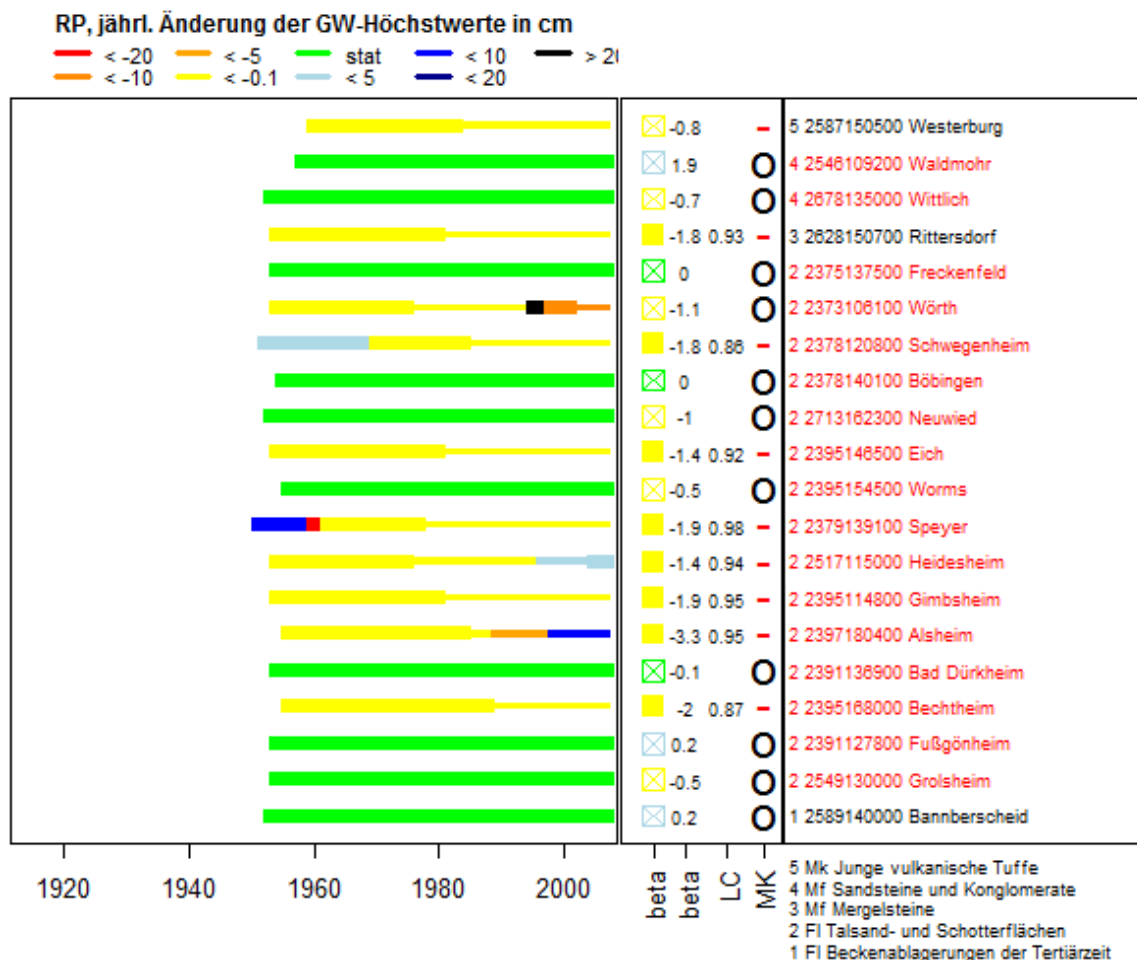


Abbildung 4.61: Änderung der Grundwasserstandshöchstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

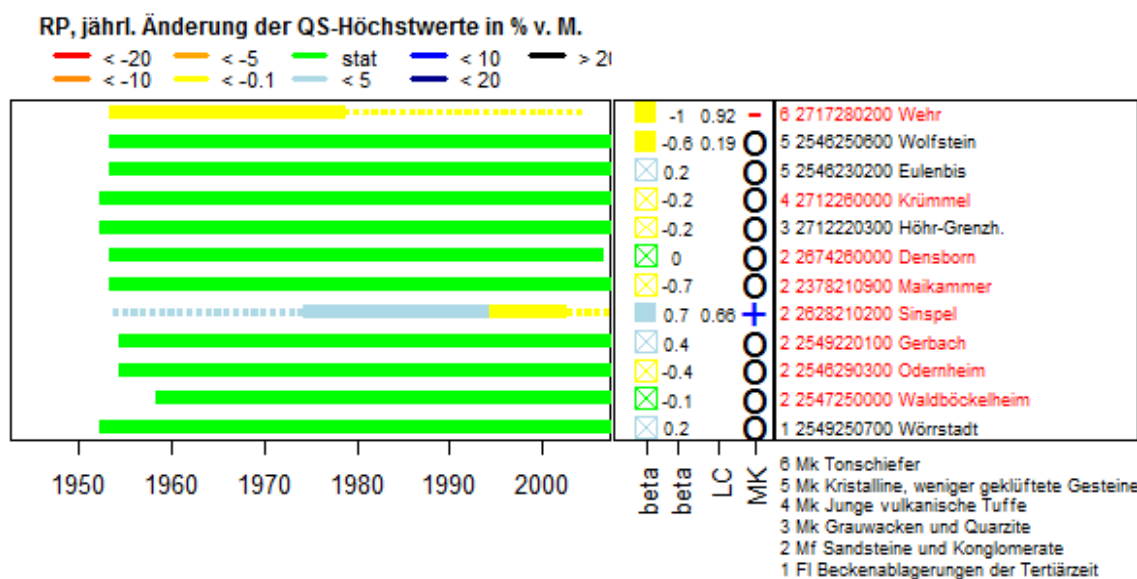


Abbildung 4.62: Änderung der Quellschüttungshöchstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

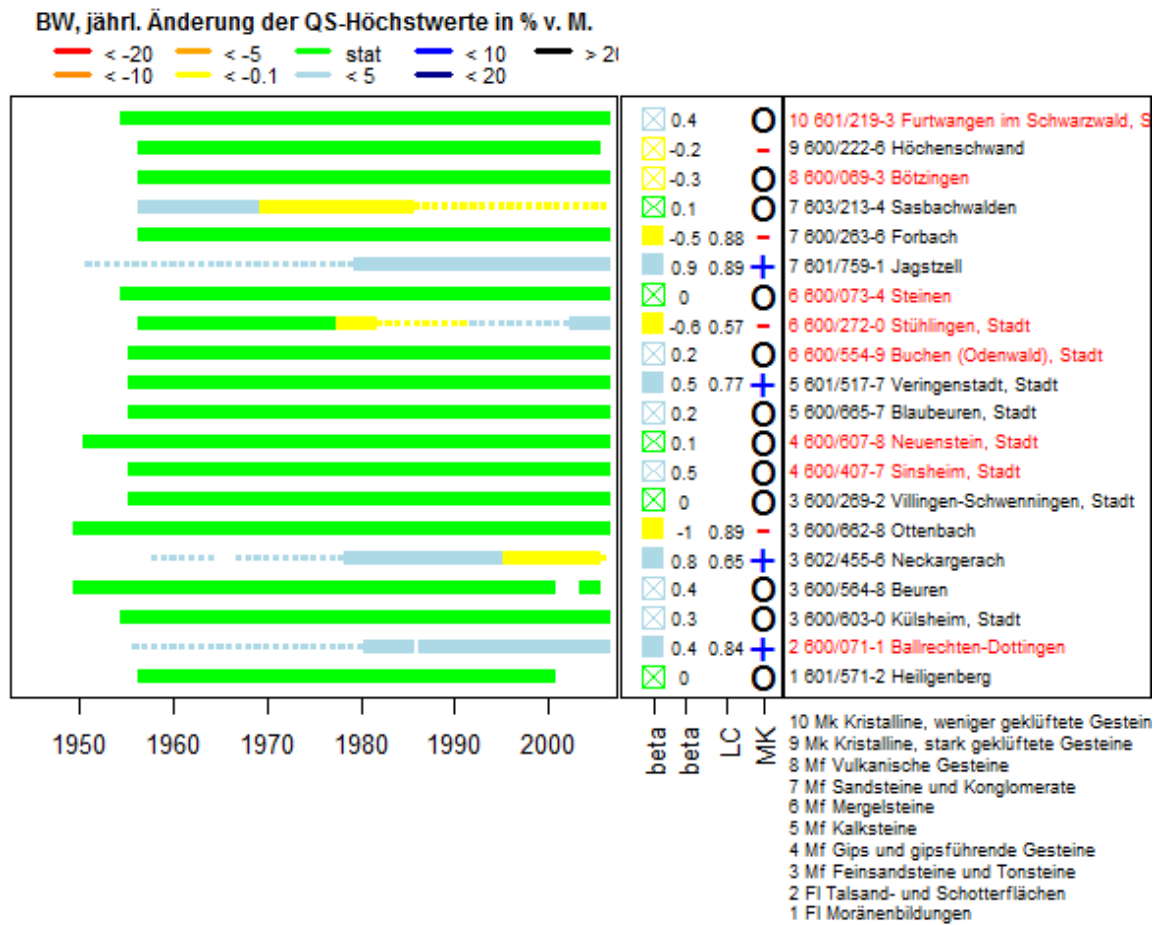


Abbildung 4.63: Änderung der Quellschüttungshöchstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

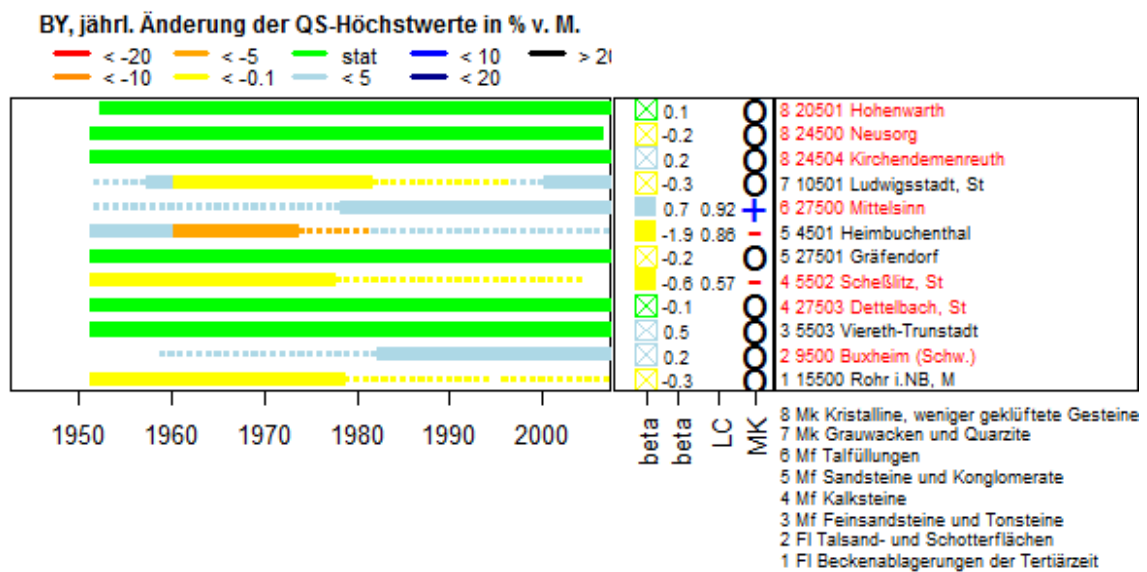


Abbildung 4.64: Änderung der Quellschüttungshöchstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

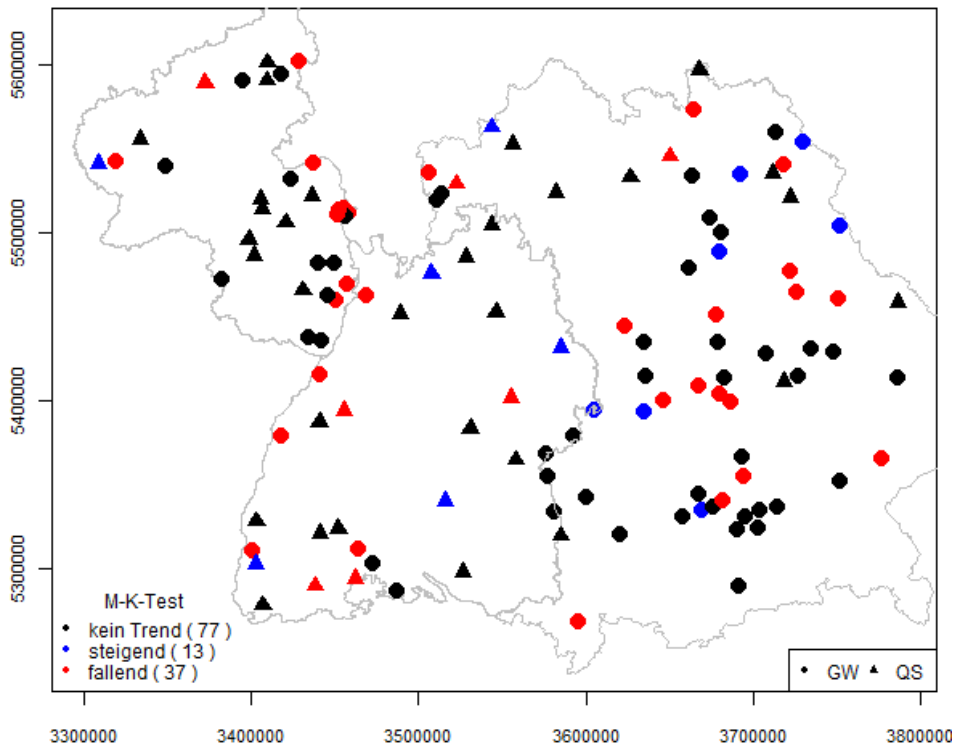


Abbildung 4.65: Räumliche Verteilung der Ergebnisse des Mann-Kendall-Tests für GW- und QS-Höchstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.

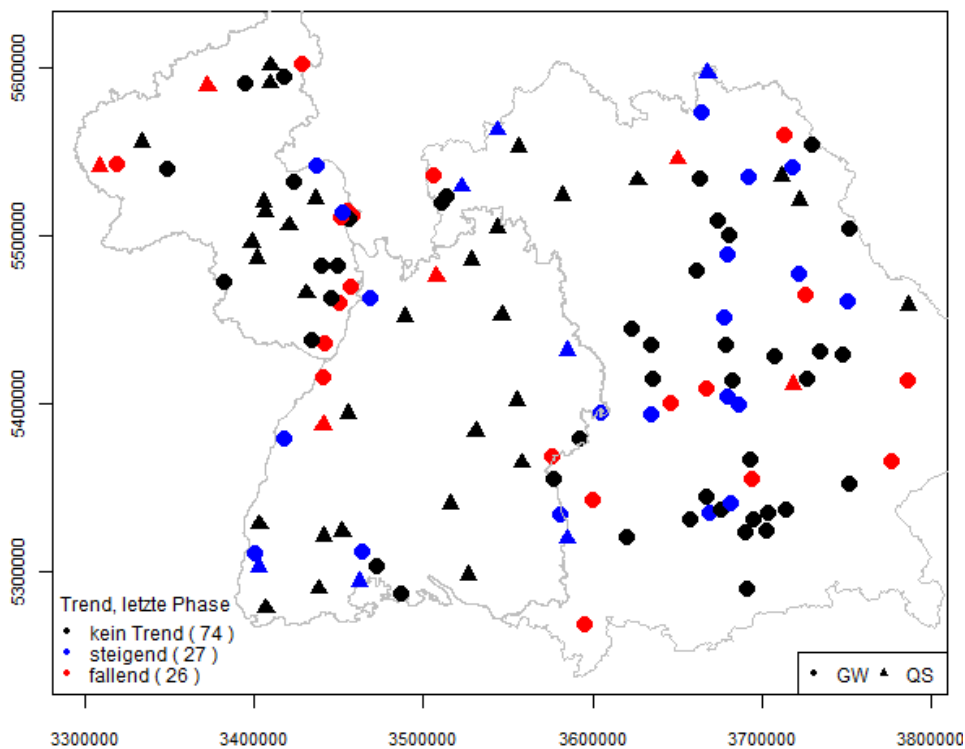


Abbildung 4.66: Räumliche Verteilung der Ergebnisse der erweiterten IWA, letzte Phase, für GW- und QS-Höchstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.



4.3.2 Veränderungen von Niedrigstgrundwasserständen und -quellschüttungen

Die Vorgehensweise bei den Analysen von Niedrigstwasserständen und -quellschüttungen entspricht der im vorangegangenen Abschnitt. In den Abbildungen 4.67 bis 4.72 sind die Ergebnisse der globalen und lokalen Verfahren zusammengestellt. Folgendes lässt sich feststellen:

Jährliche Grundwasserniedrigststände (Abbildung 4.67 bis Abbildung 4.70)

In Baden-Württemberg und Rheinland-Pfalz werden häufig leichte Abnahmen der Niedrigststände ermittelt, in Bayern überwiegt die Trendfreiheit. Die erweiterte IWA steht bezogen auf Rheinland-Pfalz in der Regel im Einklang mit den globalen Tests. In Baden-Württemberg gehen die Abnahmen ab etwa dem Beginn der 1980er Jahre häufig in leichte Zunahmen über. In Bayern werden Übereinstimmungen zwischen IWA-Instationaritätsmustern und der Gruppierung innerhalb der hydrogeologischen Landschaften deutlich.

Jährliche Quellschüttungsniedrigstwerte (Abbildung 4.71 bis Abbildung 4.72)

Im Fall niedrigster Quellschüttungen treten neben den häufig trendfreien Reihen auch einige extreme Veränderungsrate auf, z. B. an der baden-württembergischen Messstelle Veringensstadt sowie den bayerischen Messstellen Scheßlitz und Buxheim. Die Ergebnisse der globalen Regression für Scheßlitz und Buxheim stehen dabei nicht im Einklang mit den Aussagen der erweiterten IWA.

Die räumliche Verteilung der Ergebnisse des globalen t-Tests (Abbildung 4.73) und der letzten signifikanten Trendphase der erweiterten IWA (Abbildung 4.74) zeigen, dass – wie bei den Höchstwerten – die stationären Verhältnisse überwiegen. Die Anzahl signifikanter Abnahmen ist allerdings höher als bei der Betrachtung der Höchstwerte. Die Abnahmen treten in Gebieten mit niedrigen Niederschlägen häufiger auf (Abbildung 4.74). Bei der erweiterten IWA verschiebt sich – wie bei den Höchstwerten – der Anteil zunehmender Trends auf Kosten der rückläufigen Trends. Die Anzahl der sich stationär verhaltenden Messstellen ist nahezu unverändert. Betroffen von dieser Verschiebung sind die Messstellen in Baden-Württemberg und Bayern, nicht aber Rheinland-Pfalz (Abbildung 4.74).

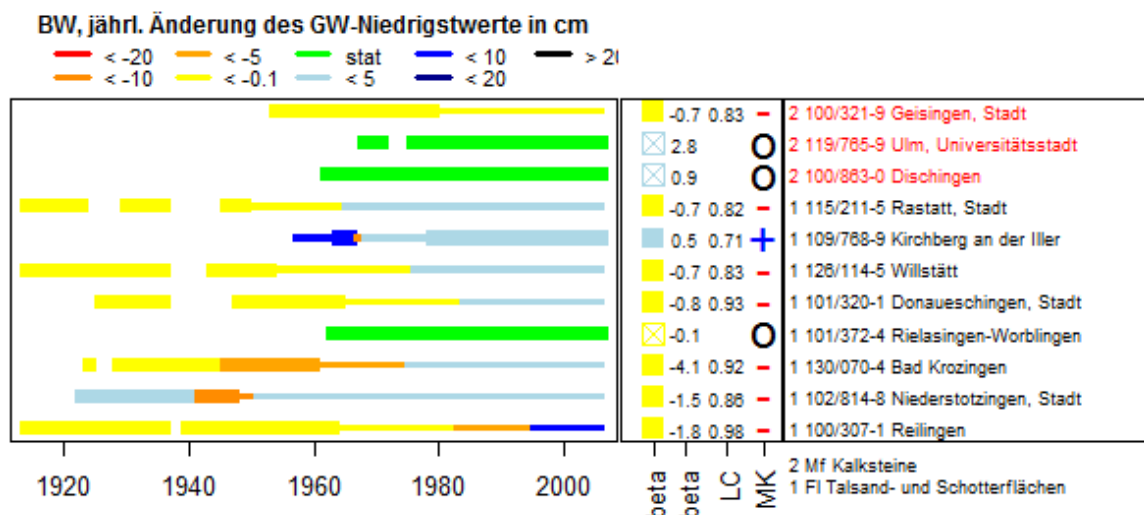


Abbildung 4.67: Änderung der Grundwasserstandsniedrigstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

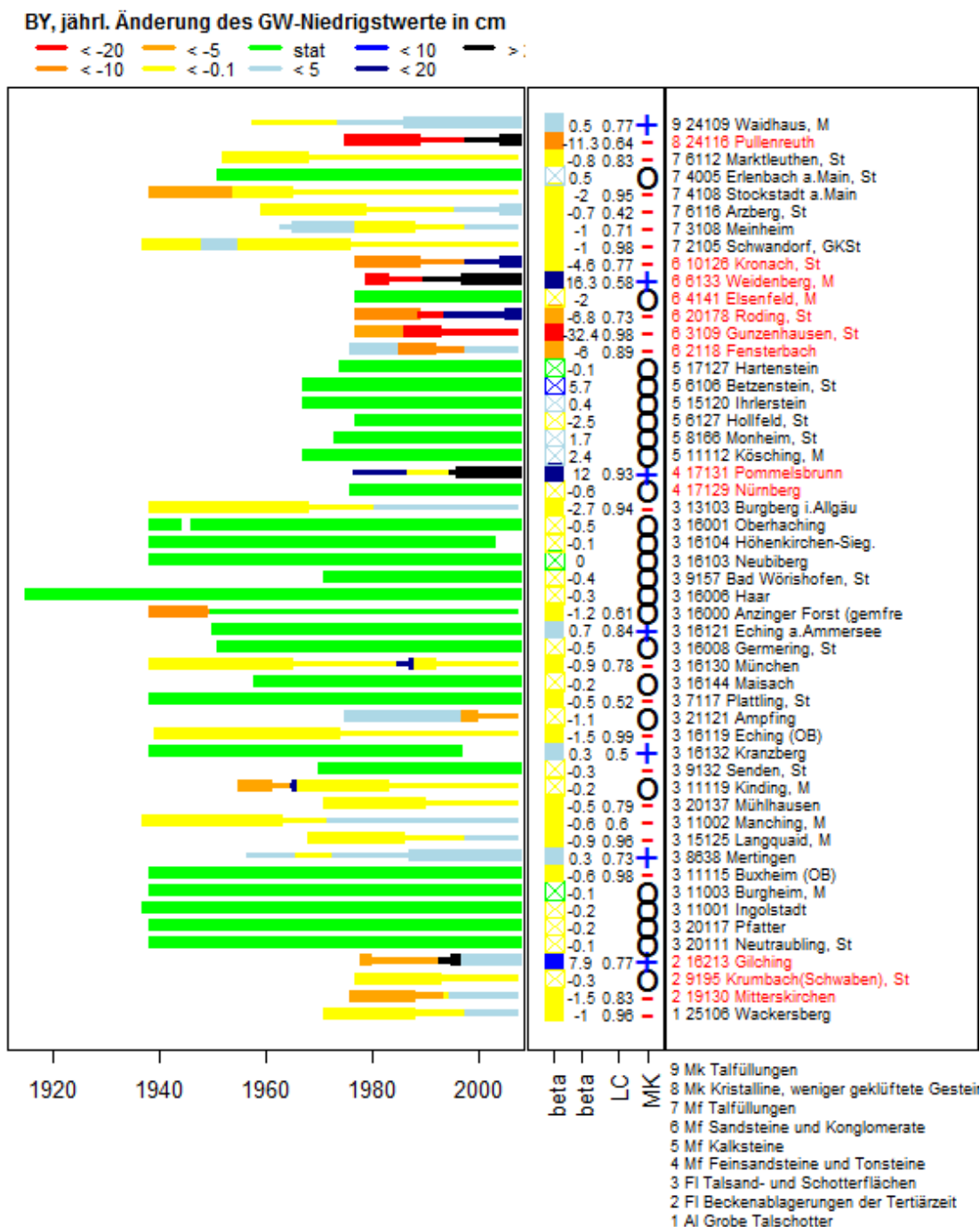


Abbildung 4.68: Änderung der Grundwasserstands-niedrigstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

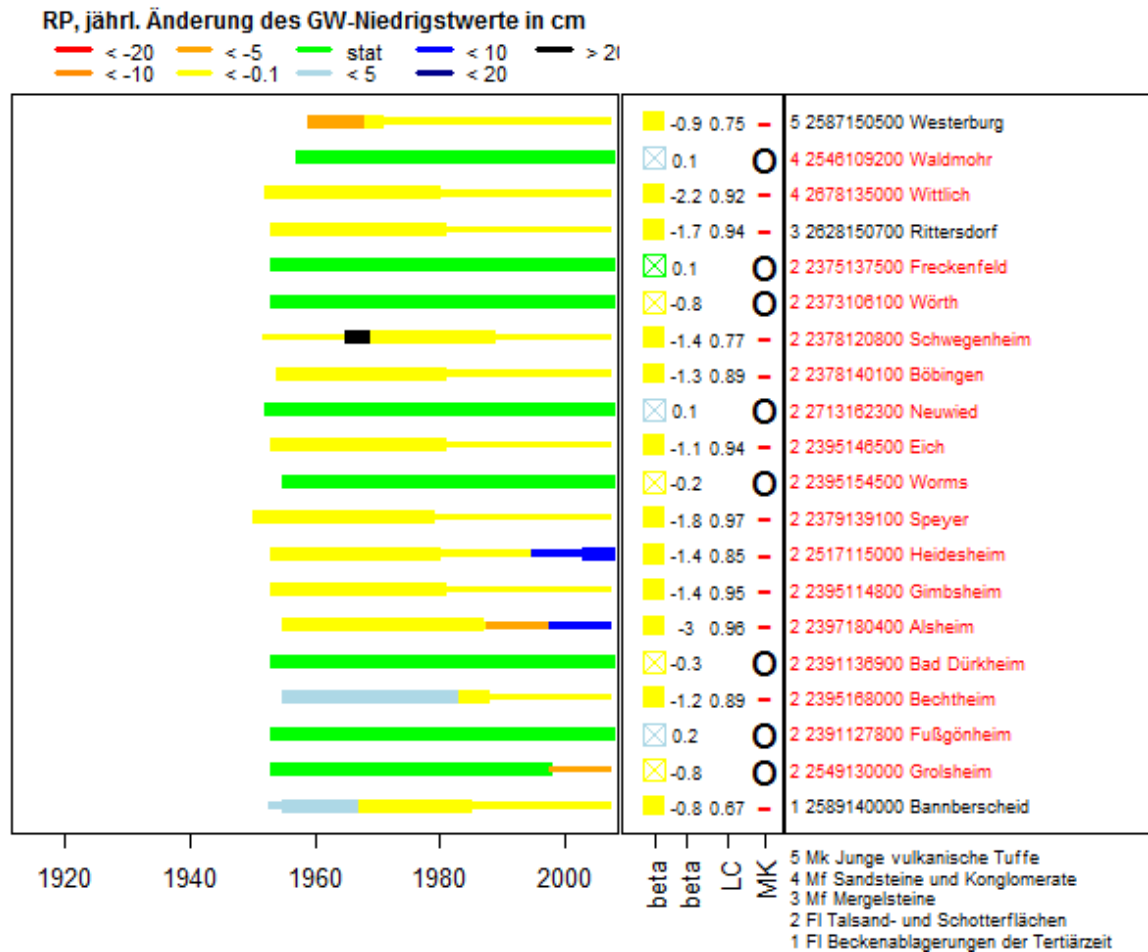


Abbildung 4.69: Änderung der Grundwasserstandsniedrigstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

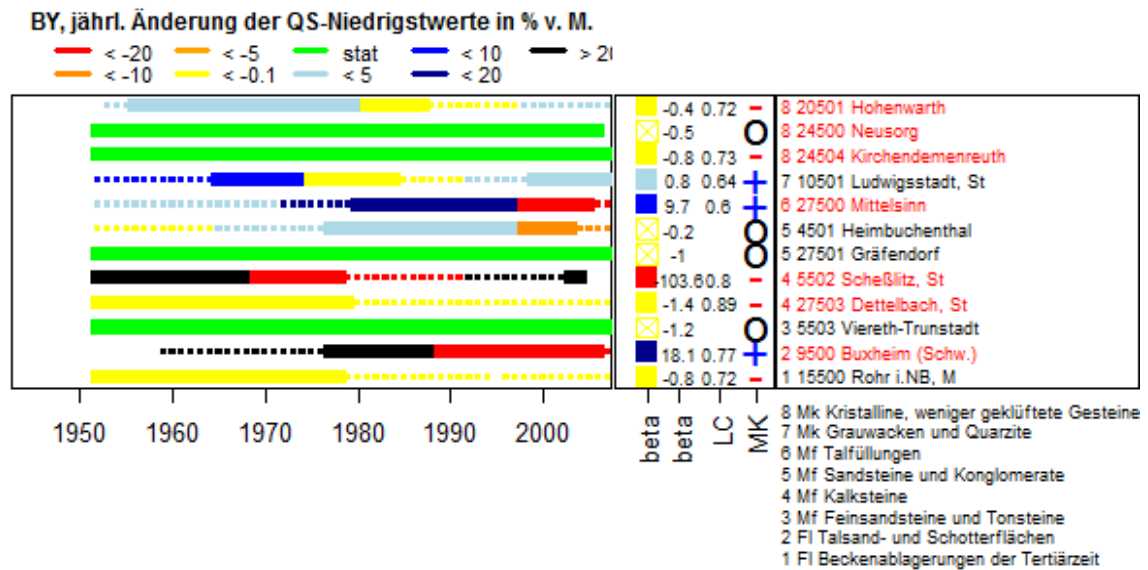


Abbildung 4.70: Änderung der Quellschüttungsniedrigstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

BW, jährl. Änderung der QS-Niedrigstwerte in % v. M.

■ < -20 ■ < -5 ■ stat ■ < 10 ■ > 21
■ < -10 ■ < -0.1 ■ < 5 ■ < 20

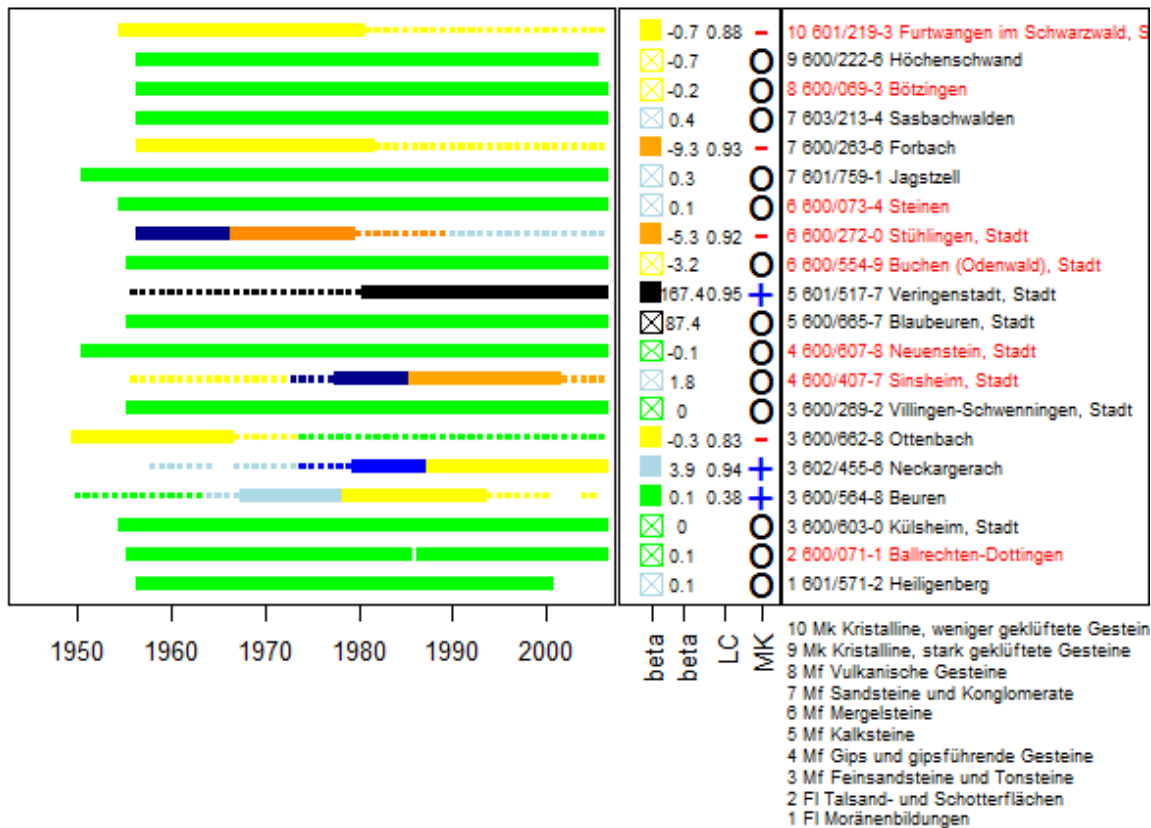


Abbildung 4.71: Änderung der Quellschüttungsniedrigstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).

RP, jährl. Änderung der QS-Niedrigstwerte in % v. M.

■ < -20 ■ < -5 ■ stat ■ < 10 ■ > 21
■ < -10 ■ < -0.1 ■ < 5 ■ < 20

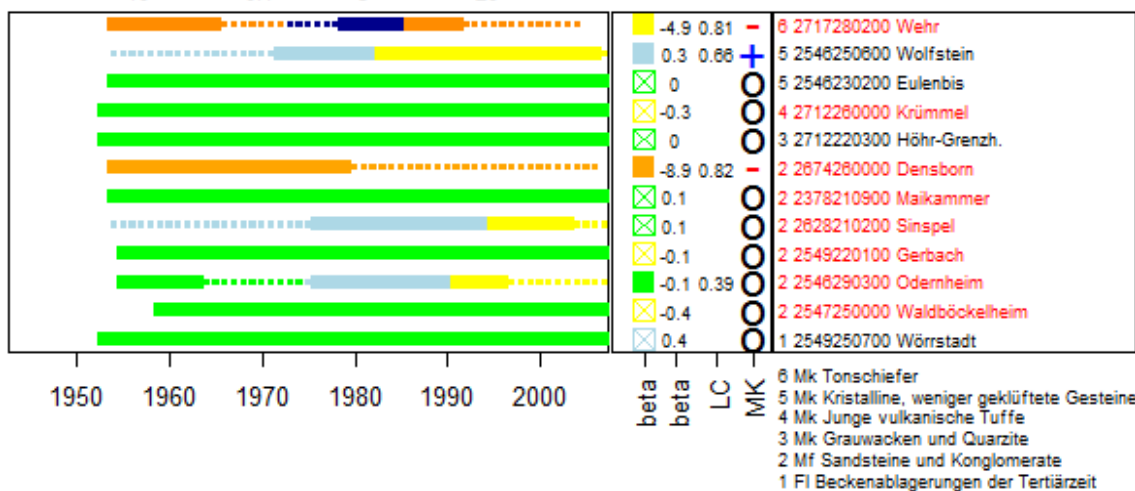
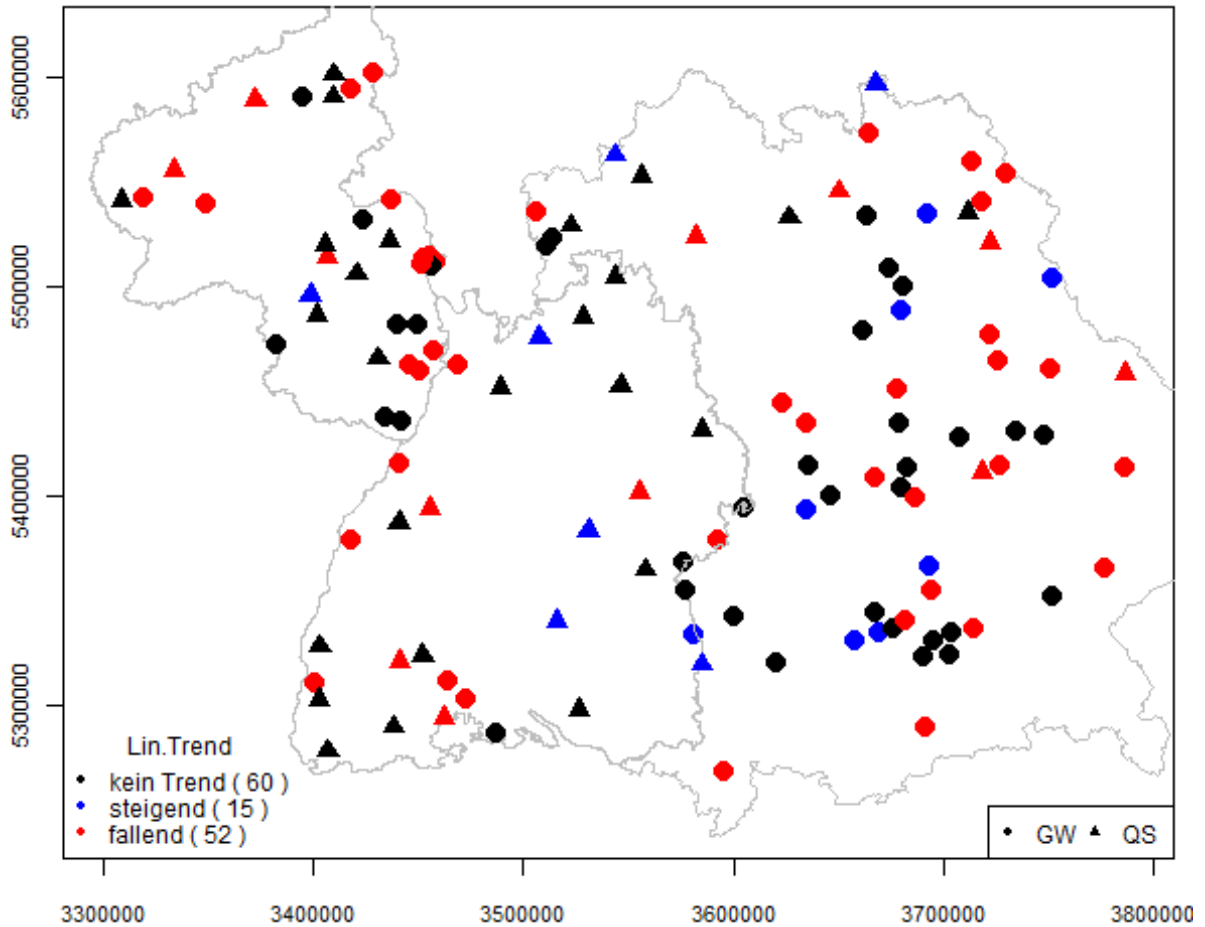
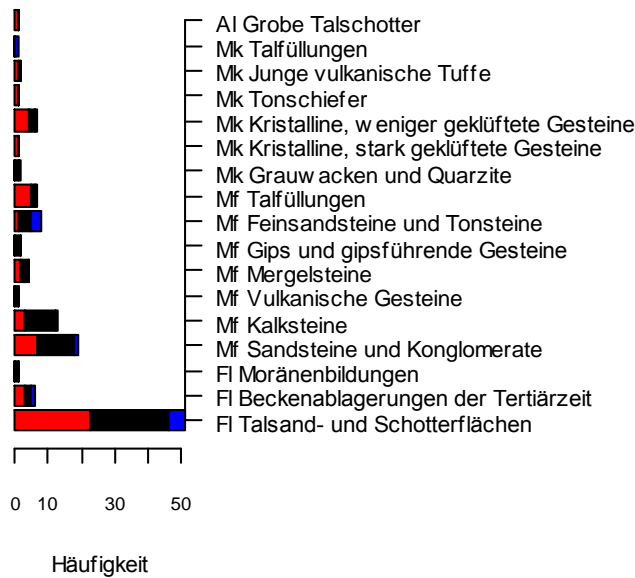


Abbildung 4.72: Änderung der Quellschüttungsniedrigstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).



Verteilung innerh. Hydrogeol. Unterregionen

fallend (52) kein Trend (60) steigend (15)



Verteil. nach Wasserhaushaltsgrößen

fallend kein Trend steigend

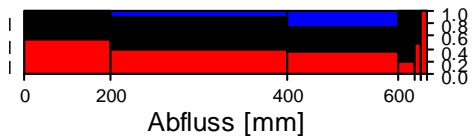
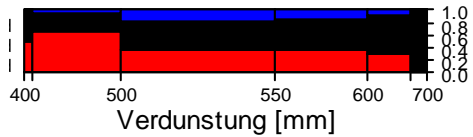


Abbildung 4.73: Verteilung der Ergebnisse des globalen t-Testes des Steigungskoeffizienten im Raum (oben) nach hydrogeologischen Unterregionen (links) und Wasserhaushaltskomponenten (rechts) für GW- und QS-Niedrigstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.

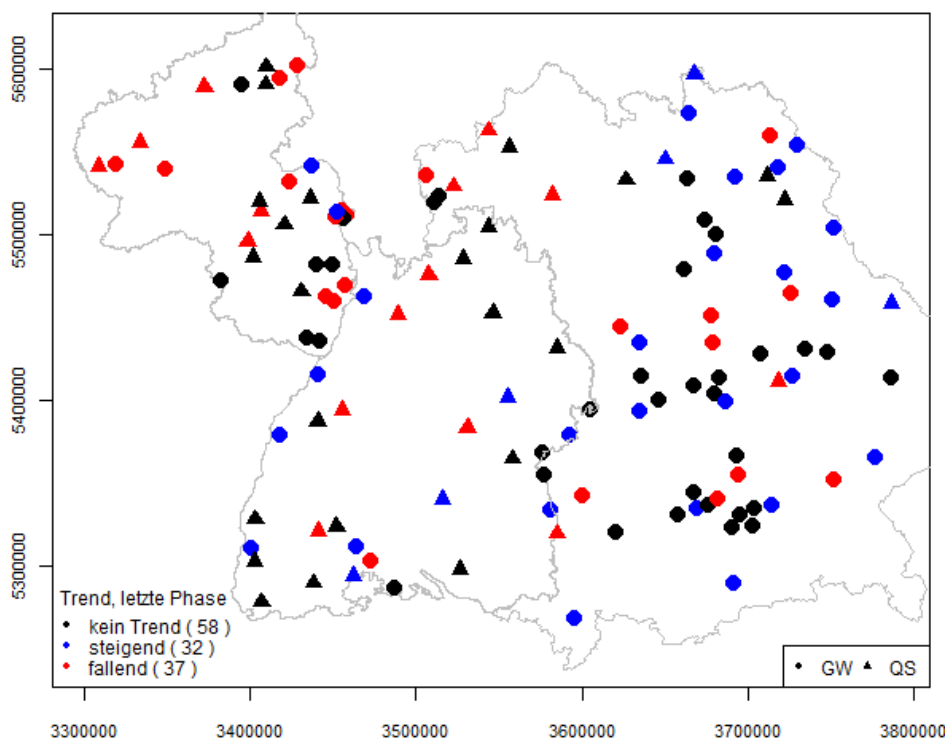


Abbildung 4.74: Räumliche Verteilung der Ergebnisse der erweiterten IWA, letzte Phase, für GW- und QS-Niedrigstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.

4.3.3 Veränderungen jährlicher Defizite und Defizitdauern

Für die nachfolgende Betrachtung wird eine jährliche Defizitphase als die längste zusammenhängende Periode innerhalb eines Jahres definiert, in der die Grundwasserstände bzw. Quellschüttungen den Mittelwert des jeweiligen Jahres (Schwellenwert) unterschreiten. Abbildung 4.75 veranschaulicht dies am Beispiel der Messstelle Reilingen. Um dabei die Defizitphasen möglichst nicht durch die Jahresgrenze zu unterbrechen, wird nicht das Kalenderjahr sondern der Zeitraum vom 1.4. bis zum 31.3. des Folgejahres als Bezugszeitraum definiert (der jährliche Höchststand tritt meist zwischen März und Mai auf, siehe Abbildung 4.25). Ist der erste Wert des Bezugszeitraums kleiner als der Schwellenwert, so beginnt die Defizitphase definitionsgemäß an diesem Tag und ist der letzte Wert des Bezugszeitraums kleiner als der Schwellenwert, so endet die Defizitphase an diesem Tag. Es wird also nicht betrachtet, inwiefern die Defizitphase den Bezugszeitraum verlässt.

Abbildung 4.76 veranschaulicht die Definition der jährlichen Defizite am Beispiel der Messstelle Reilingen für den Bezugszeitraum von April 1914 bis März 1915.

Aufgrund eines zu geringen Datenumfangs zur Ermittlung der jährlichen Defizitphasen lassen sich für vier Quellschüttungsmessstellen in Baden-Württemberg keine stabilen Kennwerte ermitteln, so dass nachfolgend länderübergreifend insgesamt 123 Messstellen betrachtet werden. Die mittleren Beginn- und Endzeitpunkte der Defizitphasen sind in den Abbildungen 4.76 bis 4.78 dargestellt.

Wie in Abbildung 4.76 zu erkennen ist, beginnen die Defizitphasen meist im Zeitraum von Juni und Juli und enden in der Regel zwischen November und Januar.

Anhand der Kartendarstellungen Abbildung 4.77 und Abbildung 4.78 wird deutlich, dass Abweichungen davon im Wesentlichen im südlichen Bayern auftreten. Der Beginn ist dort eher im Zeitraum September bis November, das Ende im März bis April.

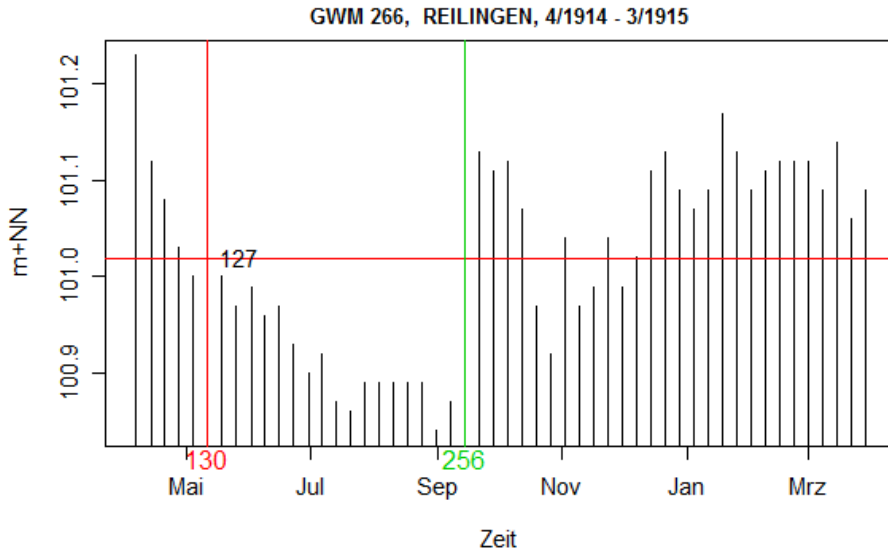


Abbildung 4.75: Reilingen, Beginn (hier Tag 130, rot) und Ende (Tag 256, grün) und Dauer (127 Tage) des jährlichen Defizits im Bezugszeitraum 4/1914 bis 3/1915.

Beginn Defizit

Ende Defizit

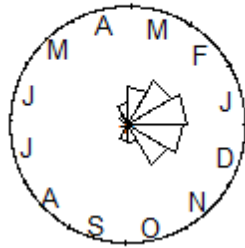
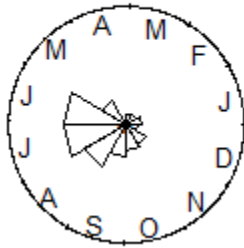


Abbildung 4.76: Zeitpunkt von Beginn und Ende der jährlichen Defizitphase an 123 Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen. Die Größe des Dreiecks symbolisiert die Anzahl der jeweiligen Messstellen.

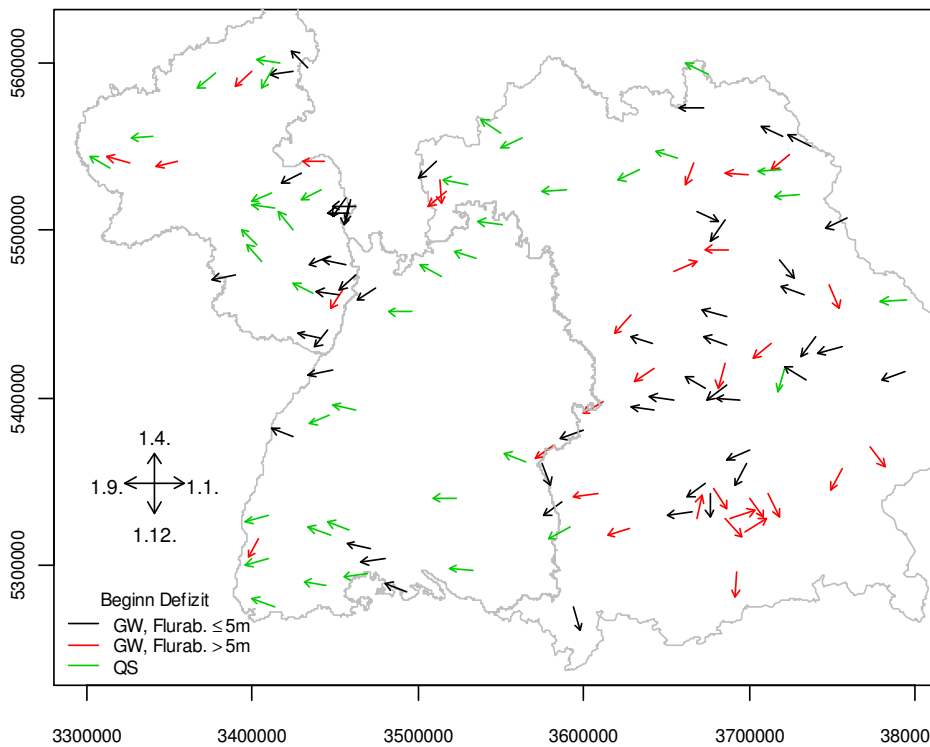
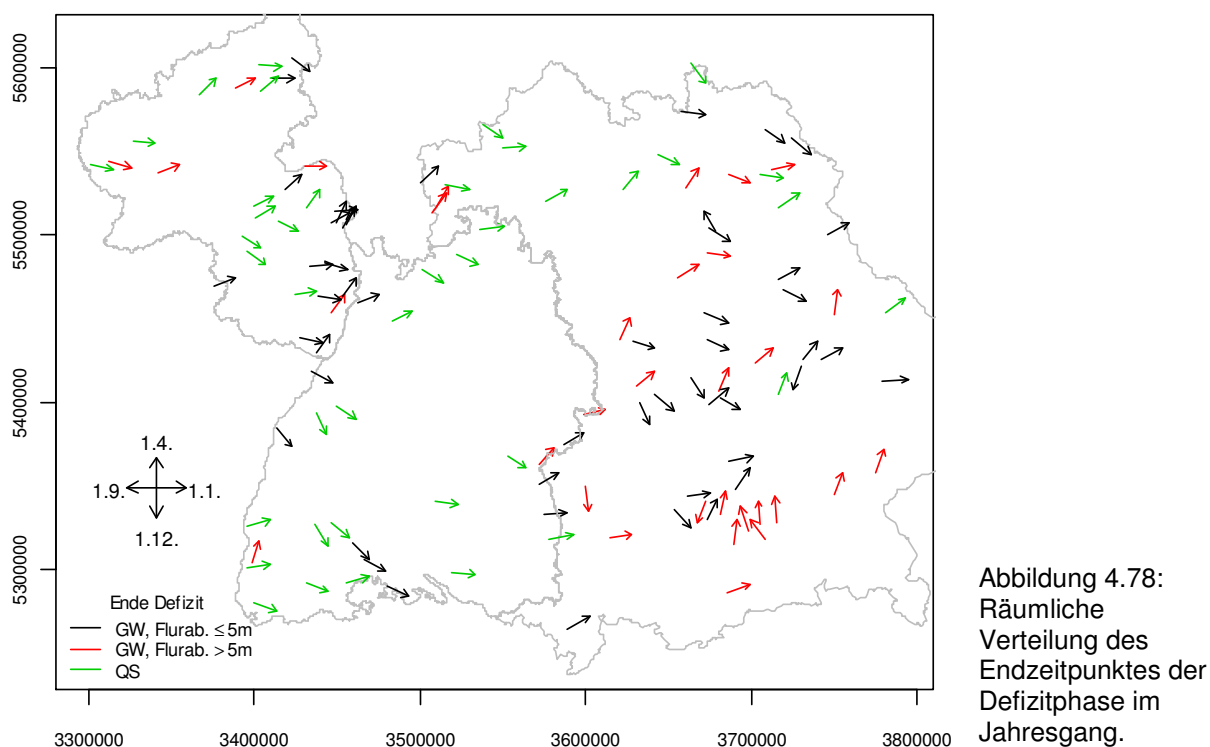


Abbildung 4.77: Räumliche Verteilung des Eintrittszeitpunktes der Defizitphase im Jahresgang.



Auf der Grundlage der Serien der jährlichen Defizite wurden folgende Fragestellungen untersucht:

1. Verändert sich die Dauer der Defizitphase?
2. Verschiebt sich der Beginn der Defizitphase?
3. Verschiebt sich das Ende der Defizitphase?

Die erste Frage wird anhand der Signifikanz des Steigungskoeffizienten der Regression der Defizitdauer auf die Zeit beantwortet, die beiden anderen mittels zirkular-linearer Regression. Die Anzahl der berechneten signifikanten Trends ist in Tabelle 4.1 zusammengestellt. Daraus geht hervor, dass linear trendartige Veränderungen bei allen drei Variablen die Ausnahme darstellen. In der Regel sind die jährlichen Defizitphasen stationär.

Tabelle 4.1: Trends in Defizitdauer sowie Beginn und Ende der Defizitphase.

Zielgröße	Anzahl signifikanter Trends	Anzahl nicht signifikanter Trends
Defizitdauer	9	114
Beginn Defizit	10	113
Ende Defizit	6	117



4.3.4 Veränderungen partieller Defizite und Defizitdauern

Im Folgenden werden das partielle Defizit und die zugehörige Defizitdauer mittels instationär erweiterter, zweidimensionaler Wahrscheinlichkeitsanalyse (s. Abschnitt 3.3.2) untersucht. Unter partiellem Defizit wird dabei im Unterschied zum jährlichen Defizit eine Unterschreitungsphase bezeichnet, die nicht zwingend innerhalb des Bezugszeitraumes von einem Jahr abgeschlossen ist sondern erst dann endet, wenn der gewählte Schwellenwert wieder überschritten wird. Die Anwendung des Verfahrens erfolgt in folgenden Schritten:

1. Bildung einer bivariaten partiellen Serie der beiden Variablen X =Defizit und Y =Defizitdauer.
2. Schätzung der Modellparameter der bivariaten Extremwertverteilung für stationäre und instationäre Modellformen, Prüfung der Anpassungsgüte und Auswahl der am besten geeigneten Modellform anhand der Ergebnisse von Devianztests.
3. Auswahl des extremsten Ereignisses der bivariaten Serie, also desjenigen mit der höchsten Unterschreitungswahrscheinlichkeit F_{xy} . Ermittlung der dem Ereignis zugeordneten gemeinsamen Jährlichkeit T_{nxy} unter Zugrundelegung des optimalen Modells.
4. Ermittlung der prozentualen jährlichen Änderungsrate der Jährlichkeit T_{nxy} (gleich Null im Fall des stationären Modells).

Bivariate partielle Serienbildung

Zur Extraktion der bivariaten partiellen Serie mit den beiden Merkmalen Defizit und Defizitdauer wird wie folgt vorgegangen:

Zunächst wird die in den Daten enthaltene Jahresschwingung mittels trigonometrischer Regression (Abschnitt 3.2.4) entfernt. Es wird ausschließlich die Jahresschwingung entfernt, keine etwaigen weiteren Zyklen. Abbildung 4.79 zeigt das Prinzip der Saisonbereinigung am Beispiel der baden-württembergischen Messstelle 100/321-9.

Die weiteren Betrachtungen erfolgen anhand der saisonbereinigten Zeitreihe. Zur Festlegung von Defizit und Defizitdauer ist die Definition einer Bezugsgröße erforderlich. Es ist zunächst nahe liegend, dazu den Gesamtmittelwert der Zeitreihe zu verwenden. Wie Abbildung 4.80 zeigt, liefert dies jedoch im Falle deutlich instationärer Zeitreihen unbefriedigende Ergebnisse, die im Wesentlichen den Trend, nicht aber Defizite und Defizitdauern beschreiben. Am Beispiel der Messstelle Reilingen (Abbildung 4.80) wären dadurch lediglich zwei Defizitphasen ermittelt worden. Aus diesem Grund werden die Defizitphasen hier anhand der Unterschreitungen eines lokalen Mittelwertes ermittelt. Die lokale Regression wird dabei als Referenzlinie verwendet und der Smoothing-Parameter nach Betrachtung mehrerer Zeitreihen festgelegt. Defizite werden als Unterschreitungen einer längerfristigen Tendenz beschrieben, definiert anhand der lokalen Regression.

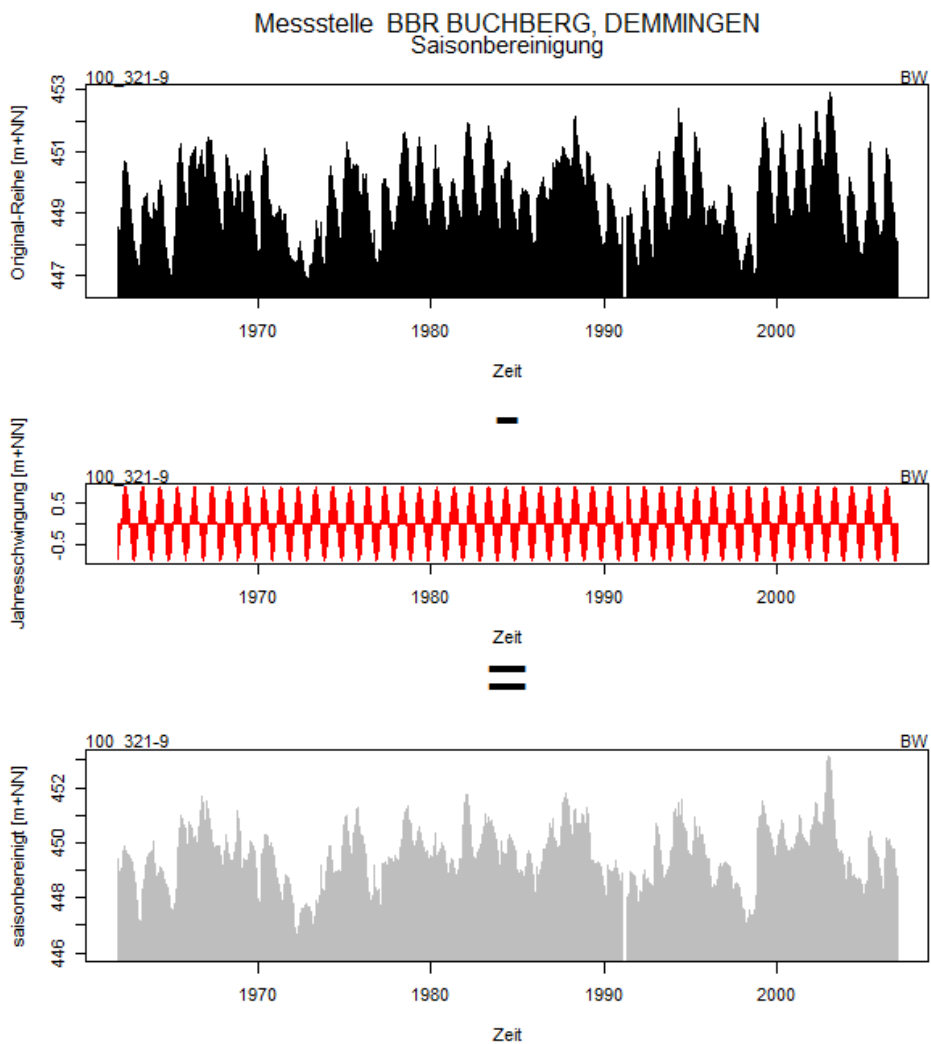


Abbildung 4.79: Saisonbereinigung der Zeitreihe der Messstelle 100/321-9 Demmingen.

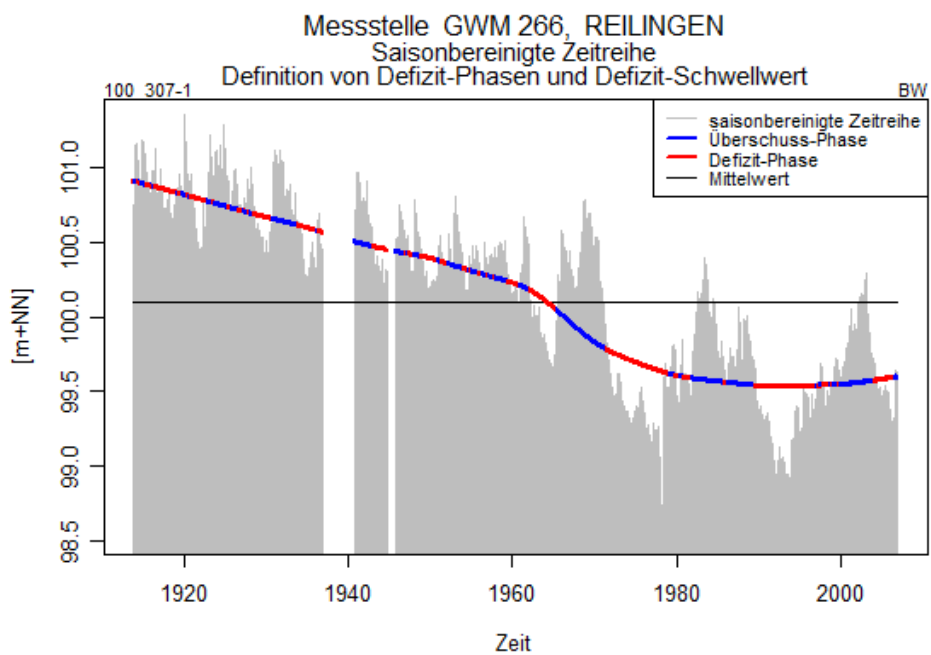


Abbildung 4.80: Definition von Defizit und Defizitdauer.

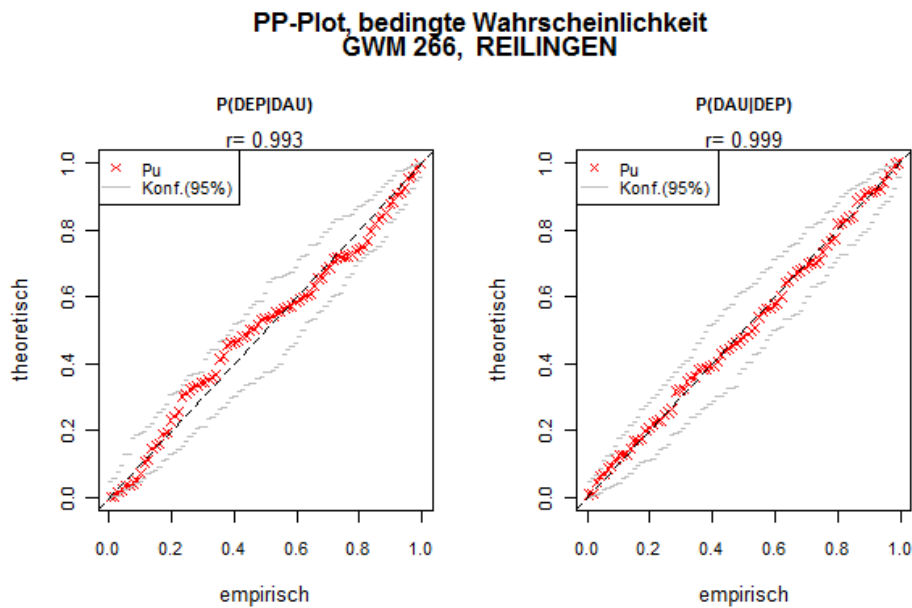


Abbildung 4.81:
Prüfung der Güte
der Modellan-
passung anhand
der bedingten
Unterschreitungs-
wahrscheinlich-
keiten.

In Abbildung 4.80 sind bezogen auf die Messstelle Reilingen die beiden extremsten Ereignisse erkennbar, eines Ende der 1970er Jahre und das zweite Anfang der 1990er Jahre.

Im Falle quasistationärer Verhältnisse unterscheiden sich die anhand eines Gesamtmittelwertes oder anhand einer lokalen Regression definierten Defizite nur wenig voneinander.

Durchführung der Wahrscheinlichkeitsanalyse

Die Parameter der bivariaten Extremwertverteilung werden auf der Grundlage der Maximum-Likelihood-Methode für sämtliche Serien geschätzt, wobei jeweils die folgenden vier Modellformen betrachtet werden:

- M0: stationär (sieben zu schätzende Parameter, 7P)
- M1: Trend im Lokationsparameter μ_x (8P)
- M2: Trend im Lokationsparameter μ_y (8P)
- M3: Trend im Lokationsparameter μ_x sowie im Lokationsparameter μ_y (9P)

Die Variable „Defizitdauer“ wird dabei in logarithmisch transformierter Form in das Modell eingespeist. Die Prüfung der Güte der Modellanpassung erfolgt anhand der grafischen Darstellung und numerischen Auswertung der empirischen und theoretisch zu erwartenden, bedingten Unterschreitungswahrscheinlichkeiten. Dies ist in Abbildung 4.81 am Beispiel der baden-württembergischen Messstelle Reilingen exemplarisch dargestellt. Zusätzlich zum Korrelationskoeffizienten werden dort auch die mittels Bootstrapping erzeugten 95%-Konfidenzgrenzen gezeigt, innerhalb derer sich die Unterschreitungswahrscheinlichkeiten bei erfolgreicher Anpassung befinden sollten. Im Beispiel erkennt man hohe Korrelationskoeffizienten bei beiden Variablen. Alle berechneten Unterschreitungswahrscheinlichkeiten liegen innerhalb des Konfidenzbereiches. Nur im Falle erfolgreicher Anpassung erfolgt die Auswahl der optimalen Modellform aus den vier getesteten Formen M0 bis M3 anhand von Devianztests.

Ergebnisse

Die Ergebnisse des Verfahrens für die Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen der drei Bundesländer zeigen die Abbildungen 4.82 bis 4.86 in stark komprimierter Form. Die Darstellungen werden zunächst allgemein und dann am Beispiel einer Messstelle erläutert. Dabei wird die Variable „Defizit“ mit „DEF“ und die Variable „Defizitdauer“ mit „DAU“ abgekürzt.

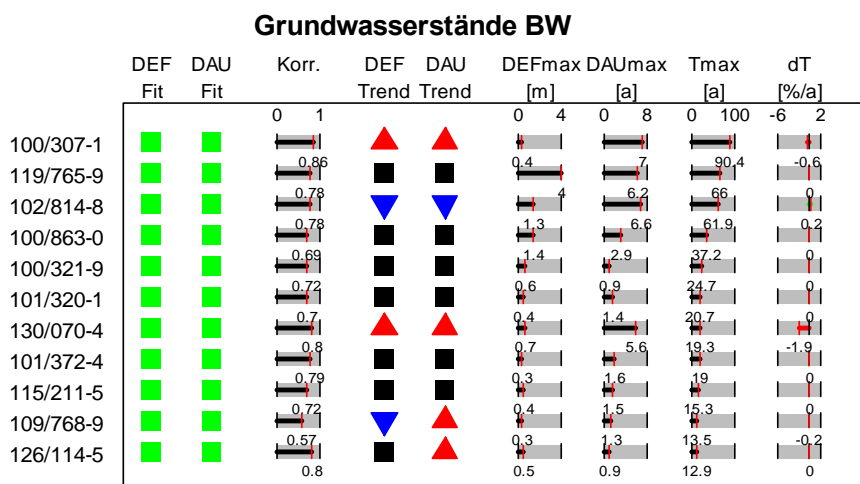


Abbildung 4.82:
Ergebnisse der
zweidimensionalen
Extremwertanalyse,
Grundwasserstände
Baden-Württemberg.

In den ersten beiden Spalten der jeweiligen Grafik (DEF Fit, DAU Fit) ist das Ergebnis der Modellanpassung dargestellt. Ein grünes Kästchen bedeutet, dass der Korrelationskoeffizient zwischen empirischer und theoretischer, bedingter Unterschreitungswahrscheinlichkeit mindestens 0.98 beträgt. Wird dieser Grenzwert unterschritten, so gilt die Anpassung als nicht hinreichend und das Kästchen wird dann rot dargestellt. Bei nicht hinreichender Anpassungsgüte werden die nachfolgend erläuterten Ergebnisse nicht dargestellt (s. z. B. Messstellen 6106 bis 20178 in Abbildung 4.84). In der dritten Spalte „Korr.“ wird der Korrelationskoeffizient zwischen Defizit und logarithmierter Defizitdauer anhand eines „Schieber-Elementes“ grafisch dargestellt. Unmittelbar oberhalb des obersten Schiebers ist dabei der mögliche Wertebereich angegeben, also im Falle des Korrelationskoeffizienten der Bereich [0,1]. Unmittelbar unterhalb jedes Schieberelementes sind die jeweiligen numerischen Werte zusätzlich angegeben. Die beiden Spalten „DEF Trend“ und „DAU Trend“ liefern die Ergebnisse der Signifikanzprüfungen für die Modelle M0 bis M3. Dabei bedeuten:

- ein schwarzes Kästchen: kein Trend
- ein blauer Pfeil nach unten: signifikant absteigender Trend
- ein roter Pfeil nach oben: signifikant ansteigender Trend

In der Kombination beider Spalten lässt sich erschließen, welches der Modelle M0 bis M3 zur Anwendung kommt (z. B. M3, wenn in keiner der beiden Spalten schwarze Kästchen erscheinen). Die Spalten „DEFmax“ und „DAUmax“ sowie alle weiteren Spalten werden wiederum anhand des Schieber-Elementes dargestellt. DEFmax und DAUmax liefern dabei die numerischen Werte (originärer Wertebereich bei DAU) des jeweils extremsten Ereignisses für die beiden Variablen, also desjenigen Ereignisses, das die größte Unterschreitungswahrscheinlichkeit F_{xy} aufweist. Die Spalte „Tmax“ enthält die diesem extremsten Ereignis zugeordnete Jährlichkeit, ermittelt zum Ende der Beobachtungsreihe. In der letzten Spalte „dT“ wird schließlich die prozentuale jährliche Änderungsrate dieser Jährlichkeit angegeben. Diese Änderungsrate ist dann Null, wenn sich weder das Defizit noch die Dauer signifikant verändern. Die Sortierung der Messreihen erfolgt absteigend nach der Größe der Jährlichkeit des extremsten Ereignisses.

Am Beispiel der Messstelle 100/307-1 in Abbildung 4.82 erkennt man demnach Folgendes: Die Anpassung der Verteilung zeigt hinreichende Güte bezogen auf beide Variablen. Defizit und logarithmierte Defizitdauer korrelieren mit einem Pearson-Korrelationskoeffizienten von 0.86. Sowohl das Defizit als auch die Defizitdauer zeigen einen signifikant zunehmenden Trend. Es wird also hier das Modell M3 zugrunde gelegt. Das extremste Niedrigwasser-Ereignis war gekennzeichnet durch eine mittlere Unterschreitung des Grundwasserstandes von 0.4 m über einen Zeitraum von 7 Jahren (vgl. Abbildung 4.80). Es handelt sich um das Ereignis Ende der 1970er Jahre, das als extremer eingestuft wird als das Ereignis Anfang



der 1990er Jahre. Dem Ereignis wird aktuell eine Wiederkehrzeit von 90.4 Jahren zugeordnet, wobei sich diese Wiederkehrzeit aufgrund der Instationarität der Variablen um 0.6 % pro Jahr verringert. Zunehmende Trends in den Variablen führen natürlich zwingend zu negativen Änderungsraten der Jährlichkeiten, abnehmende Trends zu positiven Änderungsraten.

Betrachtet man nun die Abbildungen 4.82 bis 4.86, so lässt sich zusammenfassend Folgendes feststellen:

- Defizit und Defizitdauer sind in aller Regel deutlich positiv korreliert (Mittelwert über alle Messstellen: $r=0.71$). Aussagen über die gemeinsamen Auftretenswahrscheinlichkeiten der beiden Variablen müssen daher auf der Grundlage der bivariaten Wahrscheinlichkeitsanalyse gemacht werden, univariate Wahrscheinlichkeitsanalysen führen zu Fehlschlüssen.
- Die instationär erweiterte, zweidimensionale Extremwertverteilung, die aufgrund der zumindest acht gleichzeitig zu optimierenden Parameter ein relativ komplexes Wahrscheinlichkeitsmodell darstellt, kann bei 90 % der Messstellen erfolgreich angepasst werden.
- Bei der überwiegenden Zahl dieser Messstellen zeigen die Variablen Defizit und Defizitdauer stationäres Verhalten. Treten signifikante Trends auf, so sind meist beide Variablen betroffen, wie folgende prozentuale Auftretenshäufigkeiten der Modelle M0 bis M3 belegen:
 - o M0: 62.6 %
 - o M1: 2.6 %
 - o M2: 7.8 %
 - o M3: 26.9 %
- Die Variable „Defizit“ zeigt insgesamt an 13 Messstellen signifikante Zunahmen und an 21 Messstellen signifikante Abnahmen. Bei der Defizitdauer sind es 28 Zunahmen und 12 Abnahmen.
- Die am häufigsten auftretende Kombination signifikanter Trends ist die signifikante Verstärkung des Defizits bei gleichzeitiger Zunahme der Defizitdauer (12 mal), die zweithäufigste Kombination ist die signifikante Verringerung des Defizits und Zunahme der Defizitdauer (10 mal).
- Die jährliche Änderungsrate der Jährlichkeit des jeweils extremsten bisher aufgetretenen Ereignisses im Falle von signifikanten Instationaritäten ist, von wenigen Ausnahmen abgesehen, meist klar unter 1 % des Wertes, also relativ moderat.

4.3.5 Zusammenfassung wichtiger Ergebnisse

Die Untersuchung der Extremwertreihen ergab folgende wichtige Punkte:

- Die jährlichen Höchstwerte von Grundwasserständen und Quellschüttungen weisen über die Gesamtzeiträume betrachtet bei der überwiegenden Zahl der Messstellen keine signifikanten Veränderungen auf. Knapp 30 % der Messstellen weisen signifikante, jedoch meist schwache Abnahmen auf. Zunahmen wurden lediglich in Einzelfällen festgestellt. Betrachtet man die Ergebnisse der segmentierenden Verfahren bezogen auf das letzte Trendsegment (und damit die aktuell gültige Situation), so verringert sich der Anteil signifikanter Abnahmen auf 20 %, wobei in etwa gleicher Häufigkeit signifikante Zunahmen ausgewiesen werden. In der überwiegenden Messstellenanzahl wird im letzten Betrachtungssegment – ähnlich wie es im Gesamtzeitraum der Fall ist – Trendfreiheit festgestellt.
- Auch bei den jährlichen Niedrigstwerten überwiegen Messreihen mit insgesamt stationärem Verhalten, wobei der Anteil signifikant fallender Jahresserien größer ist (40%), als bei den Hochwasserserien. Bezogen auf Baden-Württemberg und Bayern gibt es Hinweise auf das Ausklingen der Abnahmen und häufigeres Auftreten trendartiger Zunahmen im letzten Trendsegment. In Gebieten mit geringen Niederschlägen wird die umgekehrte Tendenz beobachtet.

- Bei der weit überwiegenden Zahl der Grundwasser- und Quellschüttungsmessstellen verändert sich weder der Beginn, noch das Ende oder die Dauer der jährlichen Defizitphasen statistisch signifikant.
- Bei der überwiegenden Zahl der Messstellen zeigen die partiellen Defizite und Defizitauern ein stationäres Verhalten. Wenn signifikante Trends auftreten, dann sind meist beide Variablen gleichzeitig betroffen. Dabei ist die häufigste Kombination signifikanter Trends die Verstärkung des Defizits bei gleichzeitiger Zunahme der Defizitdauer. Die Änderungsraten sind auch bei den extremsten Ereignissen moderat.

Grundwasserstände BY, 1

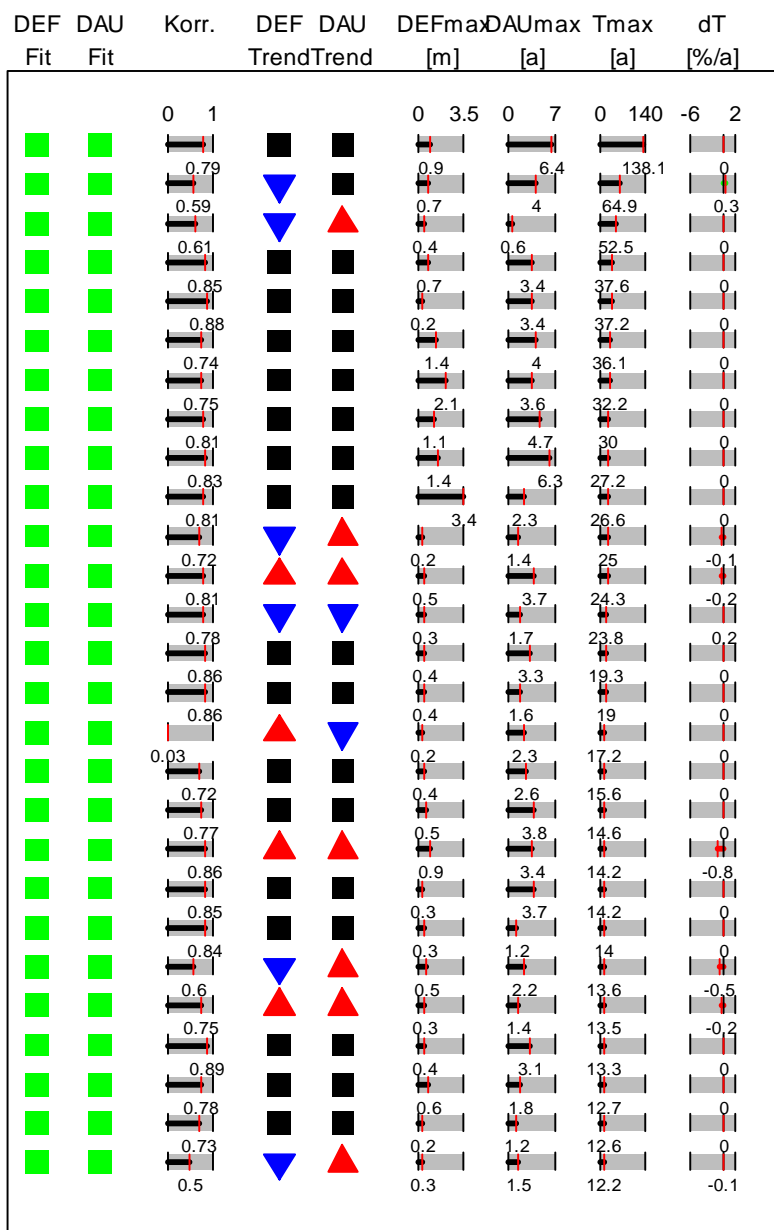


Abbildung 4.83: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Grundwasserstände Bayern, Teil 1.



Grundwasserstände BY, 2

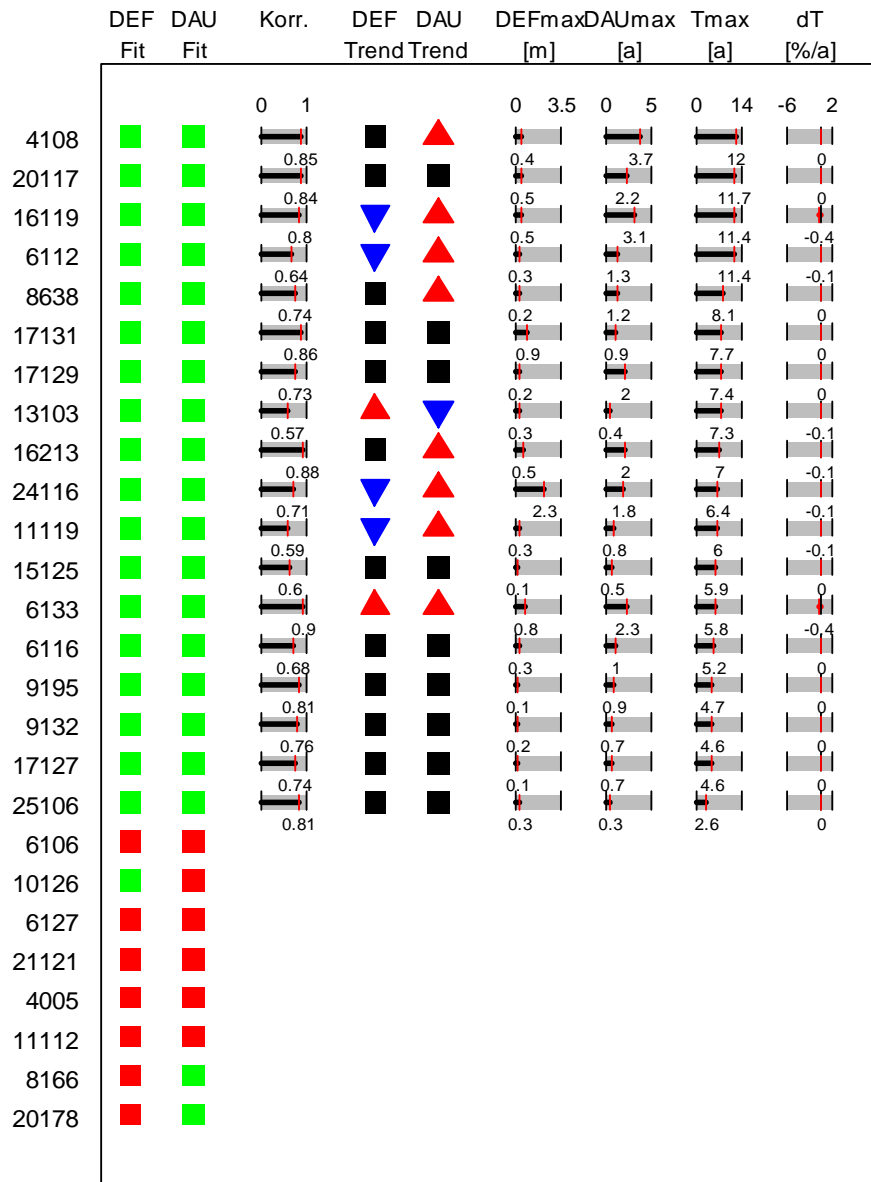


Abbildung 4.84: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Grundwasserstände Bayern, Teil 2.

Grundwasserstände RP

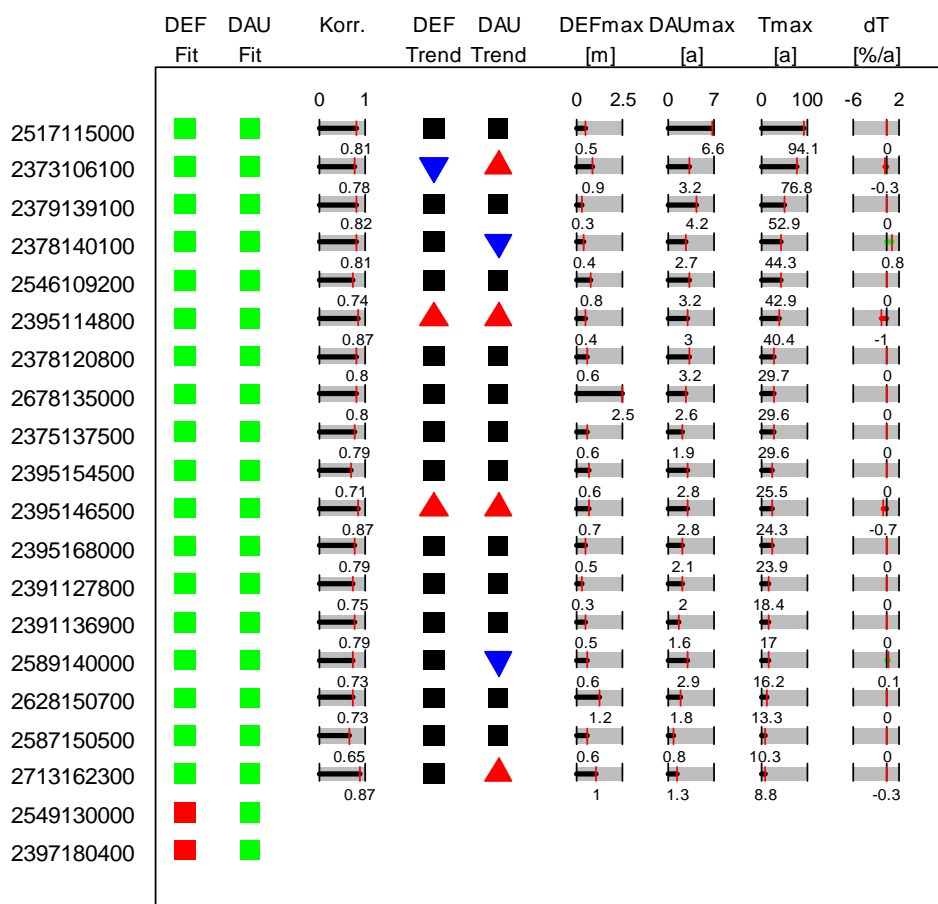


Abbildung 4.85: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Grundwasserstände Rheinland-Pfalz.

Quellschüttungen RP

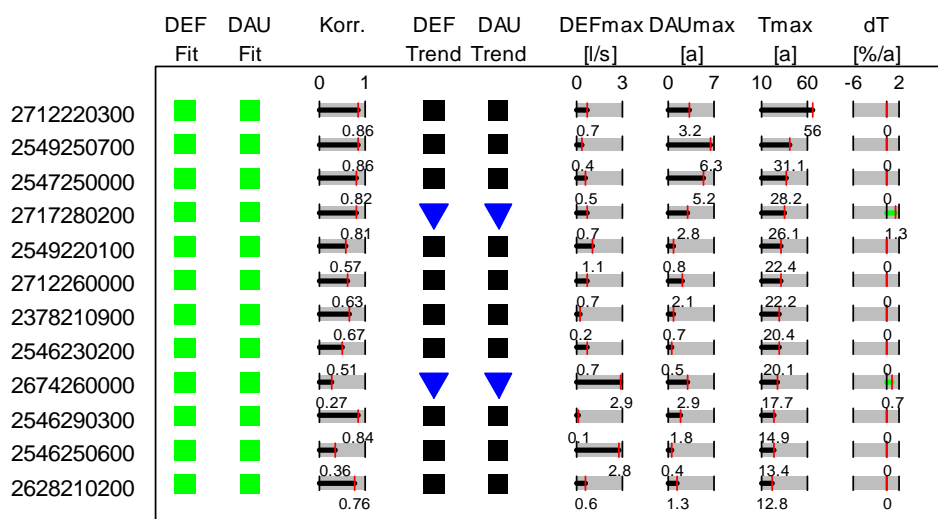


Abbildung 4.86 Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Quellschüttungen Rheinland-Pfalz.

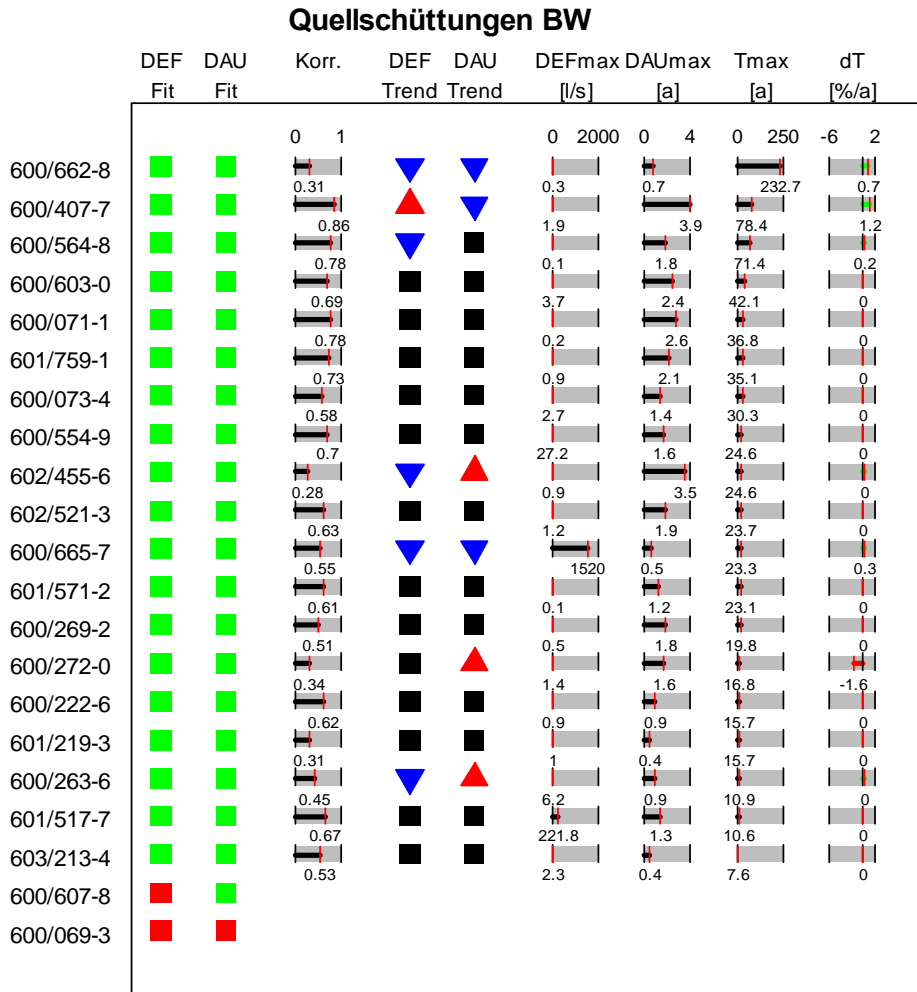


Abbildung 4.87: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Quellschüttungen Baden-Württemberg.

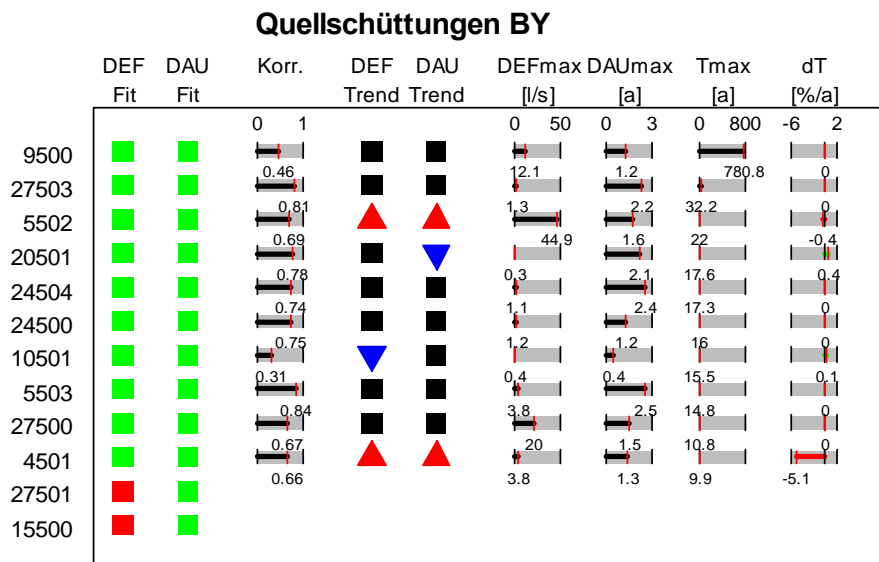


Abbildung 4.88: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Quellschüttungen Bayern.

4.4 Weitere bivariate Betrachtungen

4.4.1 Kreuzkorrelationen zwischen Grundwasserständen und Wasserdargeboten

Die in Abschnitt 3.4.1 erläuterten Kreuzkorrelationsfunktionen werden angewandt, um bivariate Beziehungen zwischen den Grundwasserstandsreihen und den jeweils räumlich zugeordneten Wasserdargeboten zu ermitteln.

Die Verwendung eines speziellen Algorithmus zur Kreuzkorrelationsberechnung ermöglicht die Berechnung über Datenlücken hinweg, so dass jeweils die gesamte vorliegende Datenreihe in die Berechnung einbezogen werden kann. Allerdings muss die Frage geklärt werden, ob bzw. in welcher Form die Zeitreihen vor der Ermittlung der Kreuzkorrelationsfunktionen aufbereitet werden sollen. Folgende Varianten werden untersucht:

1. keine Transformation,
2. Differenzenfilter 1. Ordnung für Grundwasserstände,
3. saisonaler Differenzenfilter für Grundwasserstände und Wasserdargebote,
4. Jahresgangelimination durch Subtraktion der arithmetischen Saisonmittelwerte.

Der Differenzenfilter 1. Ordnung dient der Beseitigung linearer Trends, während der saisonale Differenzenfilter den Jahresgang inklusive eines etwaigen Trends erster Ordnung eliminiert. Nach Betrachtung der verschiedenen Varianten wird nachfolgend die dritte Datenaufbereitungsvariante zugrunde gelegt. Abbildung 4.89 zeigt das Ergebnis der Kreuzkorrelationsrechnung zwischen saisonal differenziertem Grundwasserstand und Wasserdargebot am Beispiel der Messstelle Hohenstadt (Grundwasserflurabstand 16.14 m). Das Maximum der Kreuzkorrelationsfunktion tritt bei einer Verschiebung um 3 Zeiteinheiten, also 3 Wochen, auf (roter Kreis).

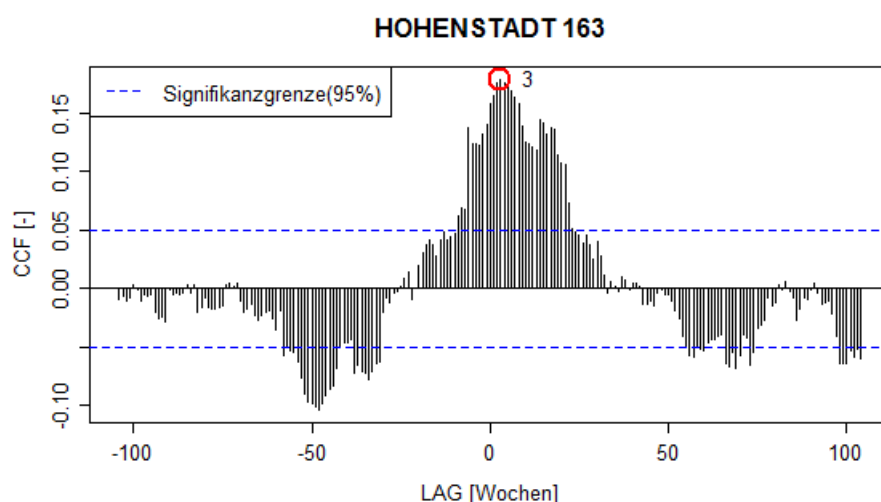


Abbildung 4.89: Kreuzkorrelationen zwischen Grundwasserstand und Wasserdargebot an der Messstelle Hohenstadt.

Die Abhängigkeit des maximalen Koeffizienten der Kreuzkorrelationsfunktion vom Grundwasserflurabstand ist in Abbildung 4.90 dargestellt, wobei der Koeffizient mit zunehmendem Flurabstand erwartungsgemäß abnimmt. Die Einfärbung der Symbole verdeutlicht das konsistente Verhalten der Koeffizienten innerhalb der verschiedenen Hohlraumarten, da sie näherungsweise auf einer gedachten Linie liegen. Von wenigen Ausnahmen abgesehen, überschreiten die Koeffizienten in der Regel die Signifikanzschwelle, wenngleich die Beträge oft nicht sehr groß sind (meist kleiner als 0.2).

Mögliche Ursachen für diesen Sachverhalt sind

- unterschiedlich lange Fließstrecken bzw. Sickerzeiten durch die ungesättigte Zone bei hohen und niedrigen Grundwasserspiegellagen,



- Wasserverluste zwischen der Bodenzone (Ort der Berechnung des Wasserdargebots) und der Grundwasseroberfläche aufgrund von kapillarem Aufstieg und hypodermischem Abfluss,
- die Beeinflussung der Grundwasserdynamik durch weitere Einflussfaktoren neben der Grundwasserneubildung aus Niederschlägen, beispielsweise Wechselwirkungen mit oberirdischen Gewässern oder Grundwasserförderungen.

Die komplexen und differenzierten Strömungsprozesse in der ungesättigten Zone sowie die lokalen Randbedingungen lassen sich durch den saisonalen Differenzenfilter nicht vollständig aus den Beobachtungsreihen herausfiltern.

Die Korrelationen bezogen auf Messstellen in Kluft/Poren- und Kluft/Karstgesteinen sind generell niedriger als diejenigen von Messstellen in Kluftgesteinen. Alle größeren Korrelationskoeffizienten (über 0.2) treten bei Messstellen mit geringer Schutzfunktion der Grundwasserüberdeckung auf.

Betrachtet man die den maximalen Koeffizienten zugeordneten Lags (zeitliche Verschiebungen der Zeitreihen) für alle Grundwassermessstellen (Abbildung 4.91), dann ist das Ergebnis aus hydrogeologischer Sicht nicht eindeutig. Theoretisch sollten diese Lags mit der Zeit in Beziehung stehen, die verstreicht, bis das Sickerwasser den Grundwasserspiegel erreicht, so dass in der Regel Zunahmen der Lags mit dem Grundwasserflurabstand auftreten und diese innerhalb einer Hohlraumart näherungsweise auf einer gedachten Linie liegen sollten. Dies trifft näherungsweise für die Kluft-Hohlräume zu (Abbildung 4.91), während bei den anderen Hohlraumarten erhebliche Streuungen auftreten. Bei geringer Schutzfunktion der Grundwasserüberdeckung wären eher kleine Lags zu erwarten und bei hoher Schutzfunktion große Lags. Dies lässt sich in der Grafik nur anhand der vielen kleinen Symbole im unteren Bereich der Grafik wiederfinden. Allerdings treten auch bei größeren Lags oft kleine Symbole auf. Bei geringen Durchlässigkeiten (Kreissymbol) sollten große Lags auftreten und bei großen Durchlässigkeiten geringere Lags (Plussymbol). Die Dreieckssymbole sollten dazwischen platziert sein. Auch diese Konstellation findet sich nur bedingt wieder. Die ausgewerteten Messstellen sind meist in großräumigen und komplexen Aquifersystemen niedergebracht. Die Grundwasserstandsentswicklung unterliegt nicht ausschließlich lokalen bzw. niederschlagsbedingten Impulsen, sondern dokumentiert die Gesamtdynamik, die aus dem Zusammenspiel der vielfältigen Beeinflussungen resultiert. Im Oberrheingraben spielt die Rheinwasserführung, sprich das Niederschlagsgeschehen und die Schneeschmelze in den entfernten Schweizer Alpen beispielsweise eine wesentliche Rolle für das Grundwasser.

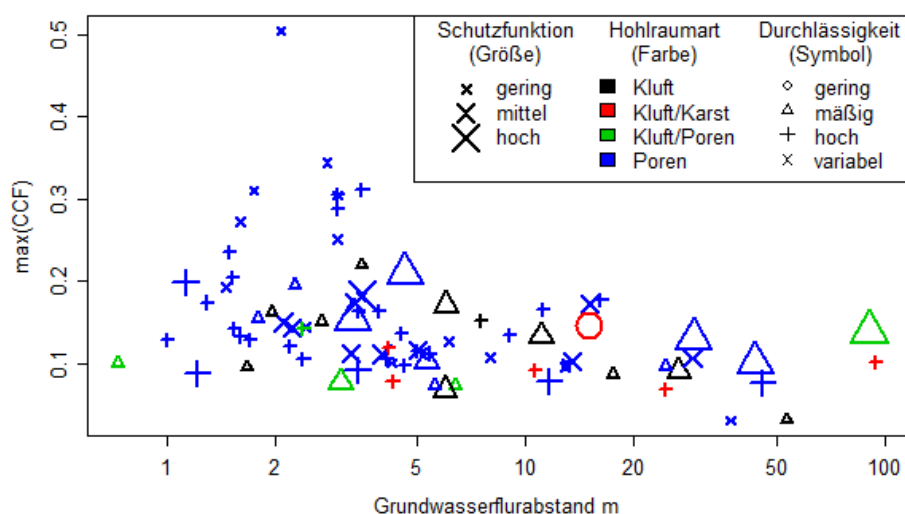


Abbildung 4.90: Maximale Kreuzkorrelationskoeffizienten zwischen Grundwasserstand und Wasserdargebot in Abhängigkeit von Grundwasserflurabstand. Die einer Messstelle zugeordnete Hohlraumart wird durch die Symbolfarbe, die Durchlässigkeit anhand des Symbols und die Schutzfunktionsklasse durch die Symbolgröße dargestellt.

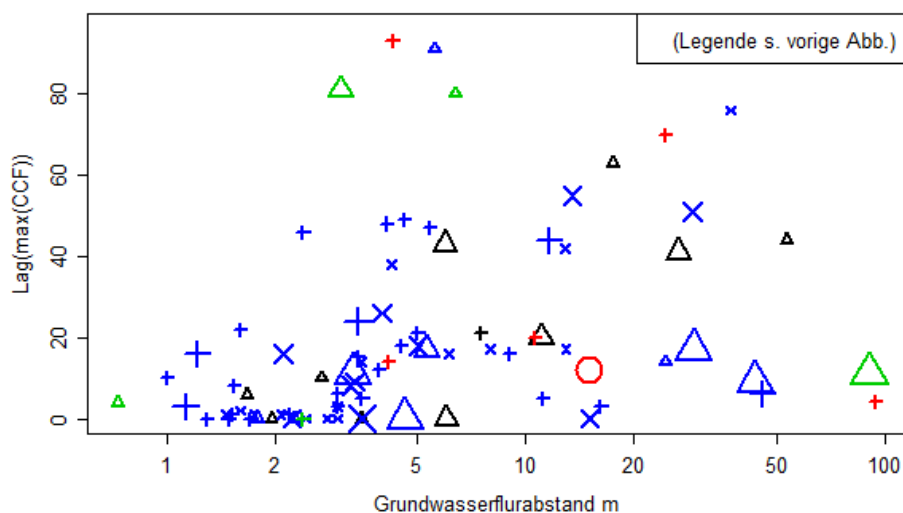


Abbildung 4.91:
Lag maximaler Kreuzkorrelation in Abhängigkeit vom Grundwasserflurabstand für verschiedene Hohlräumearten, Schutzfunktionsklassen der Grundwasserüberdeckung und Durchlässigkeiten.

Die der Kreuzkorrelationsrechnung zugrunde liegende Annahme, wonach durch Rückwärtsverschiebung (also Translation) einer Zeitreihe entlang der Zeitachse eine lineare Beziehung zwischen Wasserdargebot und Grundwasserstand hergestellt werden kann, kommt den realen hydrogeologischen Verhältnissen nur bedingt nahe.

4.4.2 Gleichartigkeit lokaler Trends bei bivariaten Betrachtungen

Eine zentrale Frage besteht darin, ob die Veränderungen in den Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen durch die Veränderungen der hier betrachteten exogenen Variablen erklärt werden können. Die in Abschnitt 4.1.1 dargestellten lokalen Trends beschreiben die Veränderungen der verschiedenen Variablen. Nachfolgend wird untersucht, ob ein Zusammenhang zwischen den lokalen Grundwasserstands- und Quellschüttungstrends und den lokalen Trends der Klimavariablen besteht. Betrachtet werden dabei alle eingeführten exogenen Variablen, also

- NAO-Index (überregionale Zeitreihe, s. Abbildung 4.1, hier verwendetes Kürzel NAO_tr),
- Sonnenflecken (globale Zeitreihe, s. Abbildung 4.2, Kürzel SO_tr),
- Sonnenscheindauer (regionale Zeitreihe, s. Abbildung 4.4, Kürzel SD_tr),
- Windgeschwindigkeit (regionale Zeitreihe, s. Abbildung 4.5, Kürzel WI_tr),
- Relative Luftfeuchte (regionale Zeitreihe, s. Abbildung 4.6, Kürzel RF_tr),
- Lufttemperatur (Zeitreihe an Messstellenkoordinate, vgl. Abbildung 4.7, jedoch untransformierte, also nicht z-transformierte Form, Kürzel LT_tr)
- Wasserdargebot (Zeitreihe an Messstellenkoordinate, vgl. Abbildung 4.11, untransformierte Form, Kürzel WA_tr).

Die Erweiterung „_tr“ der Variablennamen deutet dabei an, dass es sich um die lokalen Trends (Ergebnisse lokal gewichteter Regression) handelt, nicht um die Originaldaten. Alle nachfolgenden Betrachtungen erfolgen bezogen auf ein wöchentliches Zeitinkrement. Da NAO-Index und Sonnenflecken nur als Monatswerte vorliegen, werden sie mittels der Akima-Interpolation auf ein Wocheninkrement interpoliert.

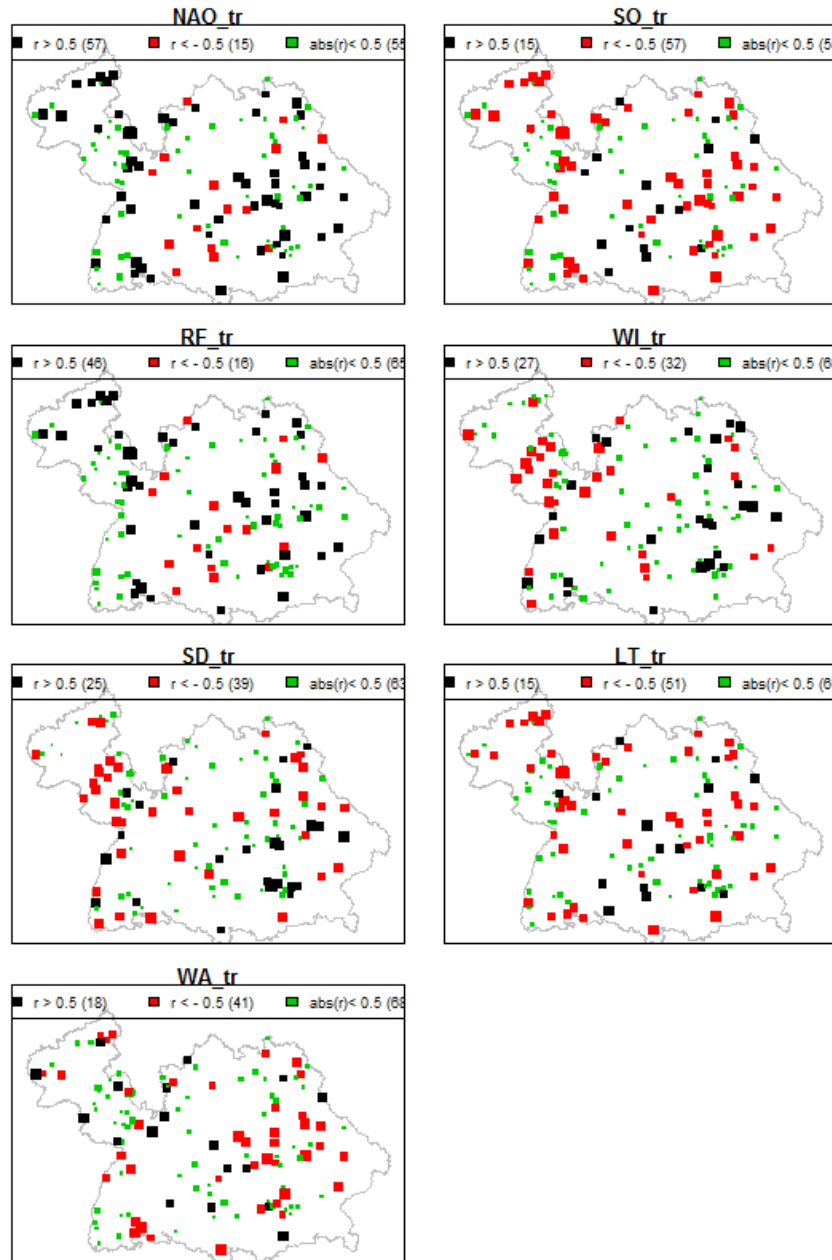


Abbildung 4.92: Spearman-Korrelationen zwischen den lokalen Trends der Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen und denjenigen der Variablen NAO-Index (NAO_tr), Sonnenflecken (SO_tr), rel. Luftfeuchte (RF_tr), Windgeschwindigkeit (WI_tr), Sonnenscheindauer (SD_tr), Lufttemperatur (LT_tr) und Wasserdargebot (WA_tr) für 127 Messstellen.

Als Maß für den Zusammenhang zwischen den Variablen wird hier nicht der – von der Linearität des Zusammenhangs abhängige – klassische Pearson-Korrelationskoeffizient verwendet, sondern der Spearman-Rangkorrelationskoeffizient r , der keine lineare Beziehung zwischen den Variablen voraussetzt. Ermittelt man diesen Koeffizienten zwischen den lokalen Trends im Grundwasser und den exogenen Variablen für alle 127 Messstellen, dann ergibt sich das in Abbildung 4.92 dargestellte Bild der räumlichen Verteilung von r .

Folgendes ist festzustellen:

- Bezogen auf alle exogenen Variablen treten sowohl positive als auch negative Korrelationen größer als $|r| = 0.5$ auf.
- Die Lufttemperatur- und die Sonnenfleckentrends korrelieren überwiegend negativ, die relative Luftfeuchte meist positiv mit den Grundwasserstands- und Quellschüttungstrends. Dies ist aufgrund der Auswirkung dieser Variablen auf die Verdunstung plausibel. Die Sonnenscheindauer verteilt sich meist ähnlich wie die Lufttemperatur.

- Die überwiegend positiven Korrelationen zum NAO-Trend lassen sich durch die Tendenz zu stärkeren und häufigeren Niederschlägen bei zyklonalen Westwetterlagen erklären. Die Korrelationen beim NAO-Trend zeigen deutliche Übereinstimmungen zum Ergebnis bei den relativen Luftfeuchten.
- Überraschend ist die Verteilung der Korrelationskoeffizienten bei den Wasserdarboten, da hier negative Koeffizienten in größerer Zahl auftreten als positive.
- Bei den Windgeschwindigkeiten fällt die West-Ost-Differenzierung positiver und negativer Korrelationen auf.

Letztendlich ist die bivariate Betrachtung der Zusammenhänge wenig aufschlussreich. Die kollektive Wirkung der sich unterschiedlich verändernden exogenen Variablen auf die Grundwasserstands- und Quellschüttungsänderungen wird bei der bivariaten Betrachtung nicht berücksichtigt. Am einfachen, konstruierten Beispiel der Temperaturzunahme, deren Wirkung auf die Verdunstung ausbleibt, weil sich gleichzeitig z. B. die Windgeschwindigkeiten vermindern und/oder die relativen Luftfeuchten erhöhen, werden die komplexen und z. T. gegensätzlichen Wechselwirkungen deutlich. Offensichtlich versagt der bivariate Korrelationskoeffizient in derartigen Situationen. Aus diesem Grund werden im nachfolgenden Abschnitt 4.5 multivariate Betrachtungen der gemeinsamen Wirkung der exogenen Variablen auf die Grundwasserstände und Quellschüttungen angestellt. Diese sind auch Grundlage für die im gleichen Abschnitt erläuterten Prognosemodelle.

4.5 Multivariate Betrachtungen und Prognosemodelle

4.5.1 Multivariate Betrachtung der Originaldaten

Mittels der multivariaten Regressionsanalyse wird nachfolgend versucht, die in den Grundwasserständen und Quellschüttungen auftretenden Veränderlichkeiten durch Linearkombination mehrerer erklärender Variablen zu beschreiben.

Um die statistisch bedeutsamen erklärenden Variablen zu ermitteln, wird das Verfahren der schrittweisen Regression mit AIC-Kriterium und kombinierter, vorwärts- und rückwärtsgerichteter Selektion (s. Abschnitt 3.4.3) getrennt für jede der 127 Messstellen eingesetzt (also bezogen auf 127 separate Regressionsmodelle). Das Ergebnis des Verfahrens wird in Abbildung 4.93 in Kartenform visualisiert.

Folgendes wird bei Betrachtung der Karten deutlich:

- Alle sieben Variablen sind offensichtlich bedeutsam für die Erklärung der Varianz von Grundwasserständen bzw. Quellschüttungen. Dies erkennt man daran, dass alle Variablen bei zumindest 92 der 127 Messstellen in die jeweiligen Regressionsmodelle einfließen.
- Am seltensten werden die Zeitreihen der Sonnenflecken und der Windgeschwindigkeiten aus den Modellen entfernt.
- Beim Wasserdargebot tritt ein räumliches Muster auf. Die Zeitreihen werden im östlichen Teil des Untersuchungsgebietes häufig aus den Regressionsmodellen entfernt. Möglicherweise resultiert dies daher, dass hier negative Korrelationen zu Beginn der Betrachtungsperiode durch positive am Ende neutralisiert werden (vgl. Abbildung 4.9 mit Abbildung 4.47 und Abbildung 4.10 mit Abbildung 4.49).

Korrelationen und Regressionsmodelle zeigen statistische Zusammenhänge zwischen den einbezogenen Größen auf, die nicht notwendigerweise auch eine (unmittelbare) physikalische Ursache haben müssen. Signifikante Beiträge der meisten exogenen Variablen zum jeweiligen Regressionsmodell bedeuten zunächst nur, dass sich die Zeitreihen der einzelnen Variablen ausreichend stark unterscheiden, um in der Linearkombination jeweils zur Verbesserung der Nachbildung der Zielzeitreihe beizutragen; ggf. nur durch Ähnlichkeiten im Trend oder in der Periodizität. Inwiefern den Korrelationen physikalische Prozesse zugrunde liegen, kann die Statistik alleine nicht klären.

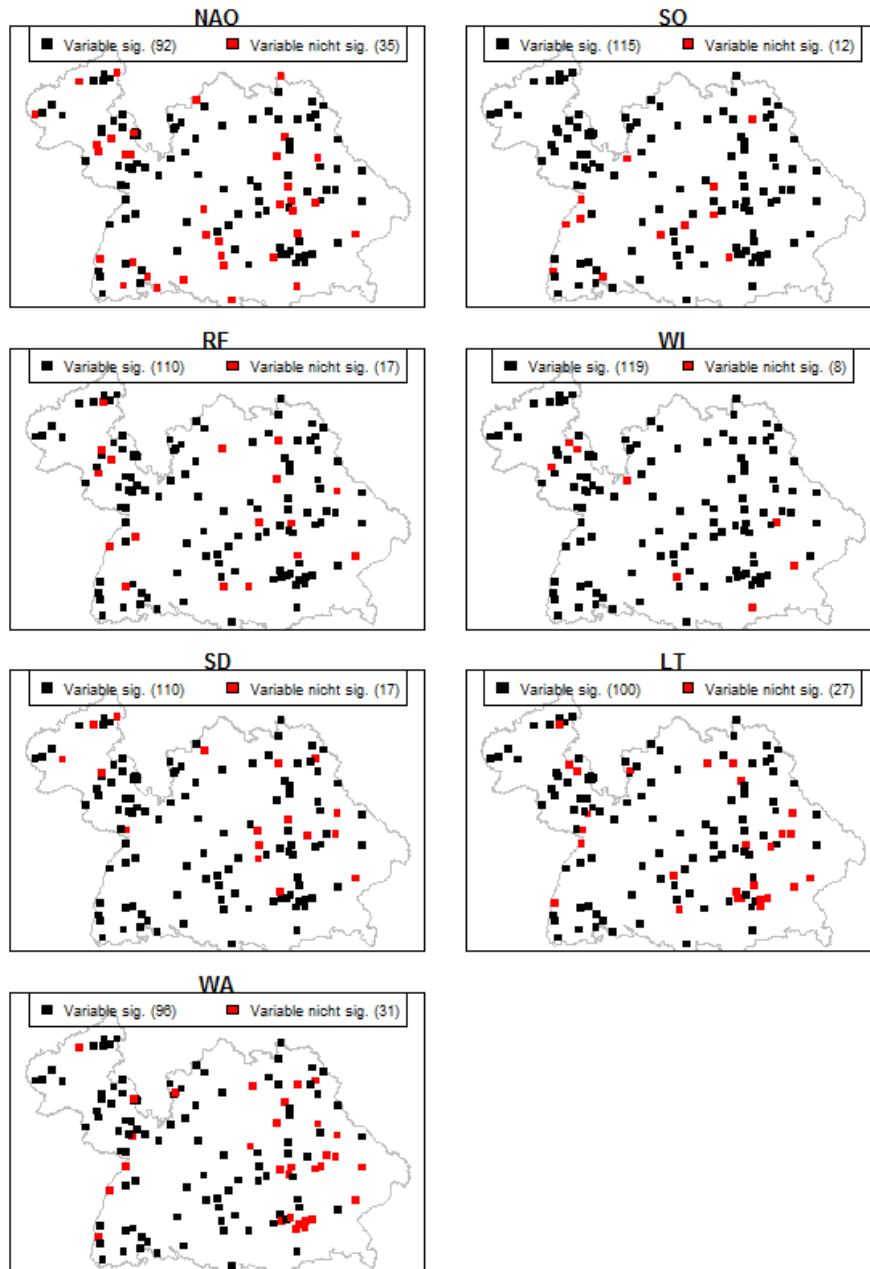


Abbildung 4.93: Ergebnis der Variablenselektion für 127 Regressionsmodelle und die Variablen NAO-Index (NAO), Sonnenflecken (SO), rel. Luftfeuchte (RF), Windgeschwindigkeit (WI), Sonnenscheindauer (SD), Lufttemperatur (LT) und Wasserdargebot (WA).

4.5.2 Gleichartigkeit lokaler Trends bei multivariaten Betrachtungen

Ergebnis für Einzelmessstellen

Neben den multivariaten Untersuchungen der Originalzeitreihen werden auch die jeweiligen lokalen Trends untersucht. Als potentiell erklärende Variablen werden die lokalen Trends aller exogenen Variablen und als Zielvariable die lokalen Trends der Grundwasserstands- bzw. Quellschüttungszeitreihen zugrunde gelegt.

Wiederum wird zunächst mittels der schrittweisen Regression untersucht, ob einige der Variablen aus dem Regressionsmodell entfernt werden sollten, weil sie keinen signifikanten Beitrag zu Erklärung der Varianz der Zielvariablen liefern. Dazu werden sowohl die exogenen Variablen als auch die zu erklärende Variable vor der Anwendung der schrittweisen Regression verrauscht. Darüber hinaus wird wegen der starken Autokorrelation der Werte nur jeder 10. Wert in das Modell einbezogen.

Das Verrauschen der Daten und die anschließende schrittweise Regression wird für jede Messstelle fünfmal wiederholt, um so zu stabileren Aussagen zu kommen.

Im Ergebnis führt der Ansatz dazu, dass in der überwiegenden Zahl der Variantenrechnungen und bei der überwiegenden Zahl von Messstellen alle sieben Variablen in das Modell einbezogen werden. Dies steht weitgehend im Einklang mit den Ergebnissen des vorangegangenen Abschnittes und ist auch inhaltlich plausibel, da die exogenen Variablen jeweils unterschiedliche Teilkompartimente beschreiben und eine mögliche Bedeutung für die Zielgröße auch aus hydrologischer Sicht nicht a priori bestritten werden kann. Um die relative Bedeutung der exogenen Variablen für die Varianzerklärung der Zielgröße zu erfassen, werden die Regressionen erneut mit allen Variablen durchgeführt und dabei sowohl die Zielgröße als auch die Regressoren z-transformiert. Dies führt dazu, dass die geschätzten Regressionskoeffizienten unmittelbar hinsichtlich ihrer Absolutbeträge miteinander verglichen werden können.

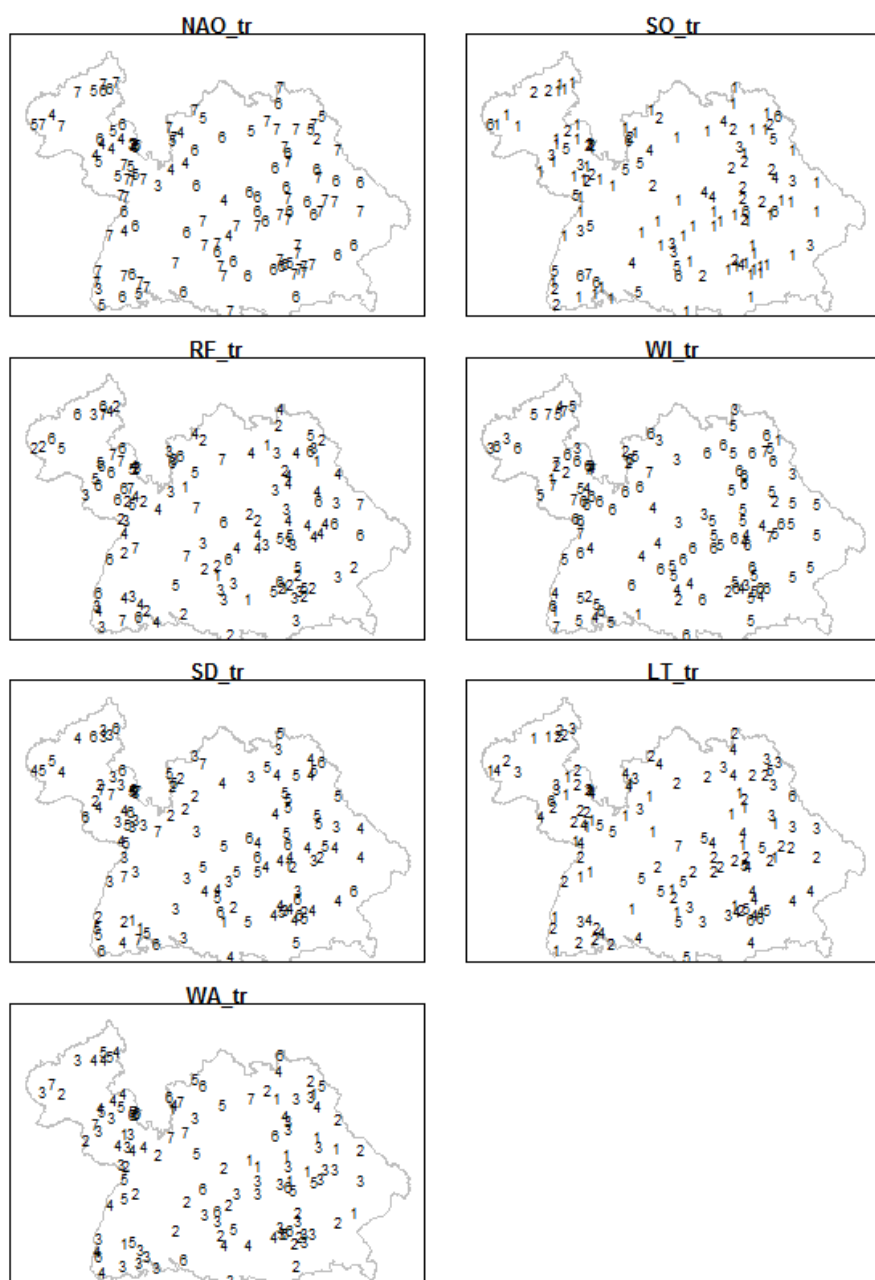


Abbildung 4.94: Bedeutung der exogenen Variablen NAO-Index (NAO_tr), Sonnenflecken (SO_tr), rel. Luftfeuchte (RF_tr), Windgeschwindigkeit (WI_tr), Sonnenscheindauer (SD_tr), Lufttemperatur (LT_tr) bzw. Wasserdargebot (WA_tr) zur Erklärung der Varianz der Grundwasser- und Quellschüttungstrends, 1: relativ höchste Bedeutung, 7: relativ geringste Bedeutung.



In Abbildung 4.94 ist die relative Bedeutung der einzelnen Variablen für die Erklärung der Varianz der Grundwasserstands- und Quellschüttungstrends in ihrer räumlichen Verteilung dargestellt. Die Ziffern kennzeichnen die Ränge der standardisierten Koeffizienten. Je kleiner die Ziffer, umso größer ist der Beitrag der Variable für die Erklärung der Varianz der jeweiligen Grundwasserstands- bzw. Quellschüttungstrends.

Man erkennt, dass die Sonnenfleckentrends (SO_tr) häufig den wichtigsten Beitrag zur Varianzerklärung der Grundwasserstands- und Quellschüttungstrends liefern. Auch die Lufttemperatur (LT_tr) nimmt in der Regel bedeutsame Positionen ein, im mittleren Teil des Untersuchungsgebietes auch das Wasserdargebot (WA_tr).

Die dargestellten Modelle erklären die Varianz der Zielgrößen in der Regel fast vollständig. So ist beispielsweise der Mittelwert der Bestimmtheitsmaße aller 127 Regressionen über 98 %. Diese hohen Bestimmtheitsmaße sind natürlich wesentlich dadurch begründet, dass hier nicht die Messdaten selbst, sondern deren rauschfreie, lokale Trends modelliert werden und gleichzeitig eine große Anzahl an erklärenden Variablen verwendet wird.

In Abbildung 4.95 werden die lokalen Grundwassertrends sowie deren Nachbildungen durch die auf den sieben exogenen Variablen aufsetzende Regressionsmodelle am Beispiel von einer Grundwasserstands- und zwei Quellschüttungsmessreihen mit sehr unterschiedlichem Trendverhalten dargestellt.

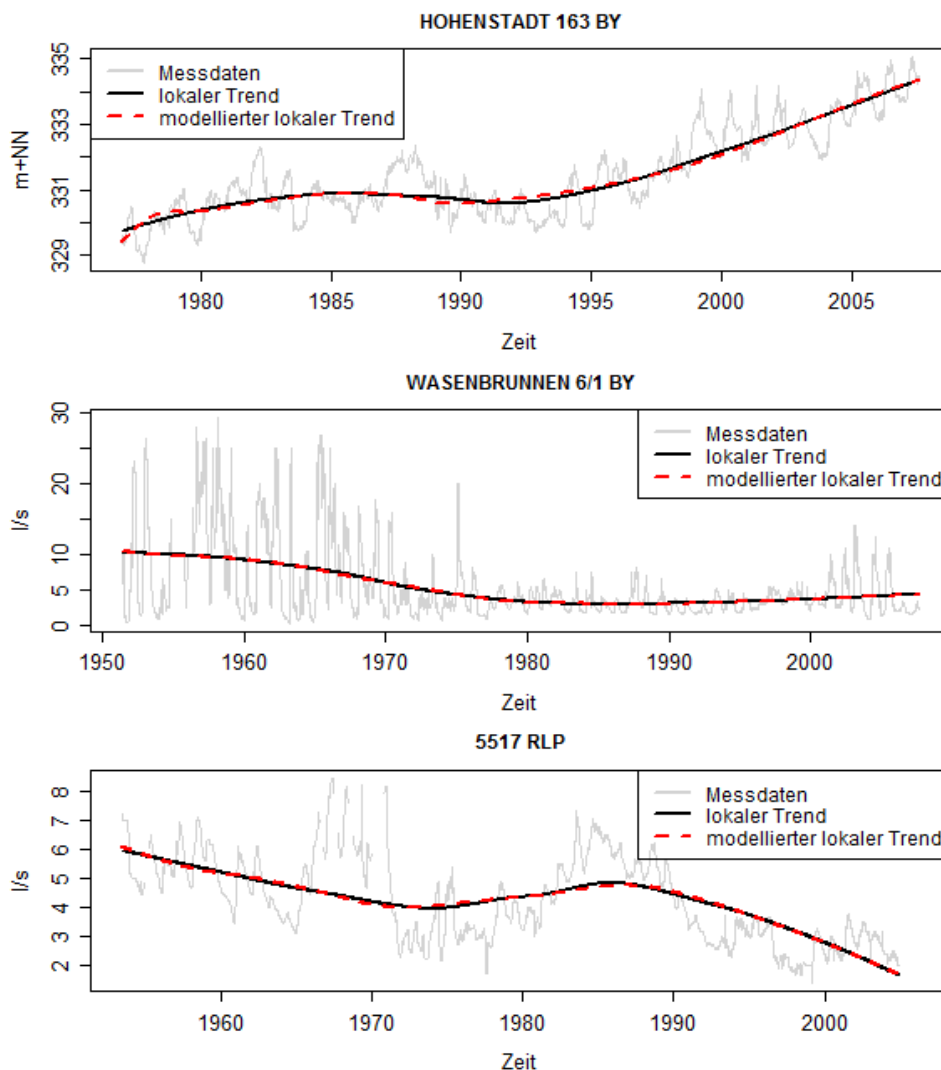


Abbildung 4.95: Messwerte, lokale Trends und durch exogene Variablen modellierte lokale Trends an drei Messstellen.

Ergebnis für Messstellengruppen

Prinzipiell wäre zu erwarten, dass sich die multivariaten Beziehungen zwischen dem Trendverhalten der Grundwasserzeitreihen und demjenigen der exogenen Variablen über alle Messstellen innerhalb einer hydrogeologisch homogenen Gruppe hinweg gleichartig verhalten und daher über einen einzigen Satz von Regressionskoeffizienten parametrisiert werden können. Wie in Abschnitt 4.2.3 dargestellt wird, treten bei den Veränderungen der Grundwasserstände und Quellschüttungen im Wesentlichen vier Typen von Veränderungsmustern auf.

Diese sind aufgrund ihrer schwer greifbaren räumlichen Verteilung nicht leicht mit den Veränderungsmustern der exogenen Variablen in Einklang zu bringen. In der nachfolgenden Tabelle 4.2 werden die Regressionskoeffizienten und ihre Signifikanzen dargestellt, die nicht bei der Betrachtung der Regressionsmodelle für jede einzelne Messstelle, sondern im Zuge von messstellengruppenbezogenen Schätzungen berechnet wurden. Als Gruppen werden dabei die vier in Abbildung 4.52 ausgeschiedenen Typen T1 bis T4 zugrunde gelegt. Die Zeitreihen lokaler Trends fließen in z-transformierter Form in die Parameterschätzung ein.

Tabelle 4.2: Parameter und Signifikanzen für vier messstellengruppenbezogene Regressionsmodelle.

Gruppe	T1		T2		T3		T4	
Variable	Parameter	Sig.	Parameter	Sig.	Parameter	Sig.	Parameter	Sig.
(Intercept)	0.00243		0.001172		0.001899		-0.001934	
NAO_tr	0.35226	**	0.156276		2.008915	***	1.449406	***
SO_tr	-0.48055	***	-1.178004	***	2.333721	***	1.796436	***
RF_tr	-0.28998	***	-0.980071	***	0.081773		0.358993	***
WI_tr	0.05850		-0.780267	***	1.097972	***	-0.349748	***
SD_tr	0.27698	***	0.837210	***	-0.253625		0.280036	**
LT_tr	0.08204		-0.786407	***	-0.252916		-0.160779	
WA_tr	0.07029	**	0.190218	***	0.369767	***	-0.020232	
R ² , adj.	0.3585		0.5064		0.363		0.4862	

Sig.: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

NAO_tr: lokaler Trend des NAO-Index

SO_tr: lokaler Trend der Sonnenflecken

RF_tr: lokaler Trend der relativen Luftfeuchte

WI_tr: lokaler Trend der Windgeschwindigkeit

SD_tr: lokaler Trend der Sonnenscheindauer

LT_tr: lokaler Trend der Lufttemperatur

WA_tr: lokaler Trend des Wasserdargebots

Diese messstellengruppenbezogenen Modelle erklären zwischen 35 % und 50 % der Varianz der lokalen Trends von Grundwasserständen und Quellschüttungen innerhalb einer Gruppe (letzte Zeile der Tabelle). Die beiden Typen mit Rückgängen am Ende der Beobachtungsperiode (T2, T4) lassen sich dabei merklich besser modellieren als die beiden Typen mit Zunahmen seit dem Jahr 2000. Sämtliche exogenen Variablen sind in zumindest einer, in der Regel aber bei mehreren Typen signifikant oder hoch signifikant. Physikalisch schwer erklärbar sind manche Koeffizientenvorzeichen. Offensichtlich werden die erklärenden Variablen im Modell dazu genutzt, das divergierende Schwingungsverhalten der Typen T1 bis T4 nachzubilden. Eine physikalische Bedeutung ist ihnen daher nicht beizumessen.



4.5.3 Prognosemodelle

In Abschnitt 3.4.4 wurde der in der Literatur mitunter auch unter der Bezeichnung „Transferfunktionsmodell“ gehandelte ARIMAX-Ansatz erläutert. ARIMA ist ein Akronym für „Auto-Regressive Integrated Moving Average“. Das „X“ steht für die Einbindung exogener Variablen in ein autoregressives zeitreihenanalytisches Modell.

Nachfolgend werden für insgesamt 12 Messstellen saisonale ARIMAX-, also SARIMAX-Modelle für Grundwasserstände aufgestellt, bei denen die in den vorangegangenen Abschnitten behandelten Zusammenhänge berücksichtigt werden. Um dies zu realisieren, werden die in den hydrologischen Messreihen feststellbaren, lokalen Trends als exogene Komponente modelliert. Darüber hinaus wird auch der Jahresgang deterministisch modelliert, so dass sich die exogene Komponente insgesamt aus folgenden Variablen zusammensetzt:

- den in den vorangegangenen Abschnitten beschriebenen Variablen NAO_tr, SO_tr, RF_tr, WI_tr, SD_tr, LT_tr, WA_tr (also die lokalen Trends von NAO-Index, Sonnenflecken, relativer Luftfeuchte, Windgeschwindigkeit, Sonnenscheindauer, Lufttemperatur und Wasserdargebot),
- einem Sinus- und einem Kosinusterm, der die Nachbildung des Jahresgangs der Grundwasser- und Quellschüttungsmessstellen erlaubt.

Mittels der exogenen Komponente werden damit also die in den Messreihen auftretenden Instationaritäten und Schwingungen nachgebildet, während die ARMA-Komponente der Nachbildung des stochastischen Verhaltens dient.

Die Festlegung der Ordnung p der AR-Komponente (autoregressiver Teil) und der Ordnung q der MA-Komponente (Moving-Average-Teil des Modells, s. Abschnitt 3.4.4) erfolgt entsprechend der z. B. in Box / Jenkins (1970) dargestellten Prinzipien auf der Grundlage von Auswertungen der Autokorrelations- und der partiellen Autokorrelationsfunktionen. Dies wird hier nicht im Detail beschrieben. Unter Berücksichtigung der exogenen Variablen (7 Parameter), der saisonalen Terme (2 Parameter) und des Intercept (Achsenabschnitts) sind insgesamt für jede betrachtete Messstelle $p+q+10$ Parameter zu schätzen. Die Schätzung erfolgt simultan mittels nichtlinearer Optimierungsmethoden.

Die 12 Grundwasserstandsmessstellen wurden so gewählt, dass die Typen T1 bis T4 (aus Clusteranalyse der lokalen Trends der hydrologischen Zeitreihen, vgl. Abbildung 4.52 in Abschnitt 4.2.2) berücksichtigt werden, unterschiedlichen Formen im Autokorrelationsverhalten und hinsichtlich des Signal/Rausch-Anteils enthalten sind und dabei unterschiedliche Regionen erfasst werden. Die Kriterien führen zu der in Tabelle 4.3 aufgeführten Messstellenauswahl.

Tabelle 4.4 zeigt die berechneten *Parameter der SARIMAX-Modelle* für die 12 Messstellen. OrdP und OrdQ bezeichnen die Ordnungen der AR- und der MA-Komponente. Die Autokorrelationsfunktionen zeigten, dass AR-Komponenten bis zur Ordnung 3 ohne Moving-Average-Terme in allen Fällen ausreihend sind (daher ist OrdQ in allen Modellen gleich Null). Die je nach Wert von OrdP zu schätzenden ein bis drei Parameter der autoregressiven Komponente sind in den Zeilen AR1 bis AR3 dargestellt. Die auf den Achsenabschnitt (Intercept) folgenden sieben Zeilen kennzeichnen die instationäre Komponente des Modells, bestehend aus den unterschiedlich gewichteten lokalen Trends der Klimavariablen. Die Zeilen SIN und COS enthalten die Koeffizienten zur Nachbildung des Jahresgangs.

Die letzten beiden Zeilen enthalten den an der jeweiligen Messreihe bestimmten Autokorrelationskoeffizient zum Lag 1 (Verschiebung um einen Zeitschritt) der Originalreihe (R1) sowie den Mittelwert der Autokorrelationskoeffizienten zum Lag 1 von insgesamt 3 synthetischen Reihen (R1sim), die mittels des jeweiligen SARIMAX-Modells erzeugt wurden. Wie zu erkennen, sind R1 und R1sim stets sehr ähnlich, was eine gute Wiedergabe des Autokorrelationsverhaltens durch das Modell belegt.



Tabelle 4.3: Ausgewählte Messstellen für die SARIMAX-Modellierung.

Modell	Messstelle	Land	Typ
M1	0119/765-9 BR KESSELBRONN	Baden-Württemberg	T1
M2	ZIELHEIM 186	Bayern	T2
M3	ELLERNBACHQUELLE ROSSDACH 3/6	Bayern	T3
M4	ERLENBACH 98	Bayern	T4
M5	0100/863-0 BBR BUCHBERG, DEMMINGEN	Baden-Württemberg	T1
M6	0100/321-9 GWM 3117, LEIPFERDINGEN BW	Baden-Württemberg	T2
M7	0109/768-9 GWM 24 W KIRCHBERG	Baden-Württemberg	T4
M8	0101/372-4 GWM 3198, RIELASINGEN-WORBLINGEN	Baden-Württemberg	T4
M9	2397180400 Alsheim	Rheinland-Pfalz	T1
M10	2713162300 Neuwied	Rheinland-Pfalz	T2
M11	2373106100 Wörth	Rheinland-Pfalz	T4
M12	2375137500 Freckenfeld	Rheinland-Pfalz	T4

Tabelle 4.4: Charakterisierung der 12 SARIMAX-Modelle M1 bis M12. Erläuterung der Modellkomponenten im Text.

Modell	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10	M11	M12
Typ	T1	T2	T3	T4	T1	T2	T4	T4	T1	T2	T4	T4
AR MA-Komponenten des Modells:												
OrdP	3	3	3	3	3	2	2	2	3	3	2	1
OrdQ	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
AR1	1.22	1.24	1.05	1.08	1.08	1.16	1.02	1.15	1.24	1.51	1.21	0.96
AR2	0.062	-0.354	-0.220	0.220	0.019	-0.267	-0.149	-0.234	-0.166	-0.431	-0.219	-
AR3	-0.296	0.056	0.082	-0.303	-0.115	-	-	-	-0.076	-0.104	-	-
Intercept	6340	371	103862	1524	2674	1190	988	939	511	922	2212	1784
Instationäre Komponenten des Modells:												
NAO_tr	-360.4	-7.1	-21131	-111.4	-396.1	-98.2	6.6	-65.9	505.8	-339.7	147.5	333.9
SO_tr	-88.075	-0.015	-600.73	-11.398	-17.17	-1.678	-2.667	-1.531	-10.99	2.889	-25.27	-16.34
RF_tr	-20.35	-0.22	-701.1	-11.97	-12.23	-4.72	-5.03	-5.44	-4.42	-7.85	-26.79	-22.80
WI_tr	1168.8	2.6	2213.1	50.0	161.0	-8.2	4.2	15.1	-20.4	27.4	322.5	280.4
SD_tr	-1378.6	0.39	-4332.6	-114.64	-209.6	8.49	-12.68	-3.36	-150.5	45.44	-226.8	-230.4
LT_tr	523.6	-1.2	429.7	47.9	55.0	-9.3	8.3	-5.8	114.6	-46.6	109.8	102.7
WA_tr	85.112	0.011	283.1	17.298	5.139	1.285	5.635	2.718	17.11	-16.03	75.71	53.81
Saisonale Komponenten des Modells:												
SIN	-1.209	0.090	-18.25	0.220	-0.436	0.157	-0.095	0.064	-0.050	-0.326	-0.213	0.029
COS	-1.417	-0.142	0.4923	0.1323	-0.719	0.2507	-0.004	-0.199	-0.036	-0.349	-0.092	-0.303
Autokorrelationskoeffizienten:												
R1	0.99	0.96	0.94	1.00	0.99	0.94	0.91	0.95	1.00	0.99	1.00	0.98
R1sim	0.99	0.97	0.96	1.00	0.99	0.94	0.91	0.95	1.00	0.99	1.00	0.98



In Abbildung 4.96 wird die Anwendung des Modells am Beispiel der Messstelle Kesselbronn demonstriert. Neben der Originalreihe (schwarz) sind drei synthetische Realisationen der wöchentlichen Grundwasserstände dargestellt (grau). Gleichartige Darstellungen für alle 12 Messstellen finden sich im digitalen Anhang. Man erkennt in der Darstellung, dass der generelle Verlauf der Grundwasserstände und auch der stochastische Charakter der Daten durch die synthetischen Daten zutreffend nachgebildet werden. Auch der Verlauf der synthetischen Daten im Bereich der Messlücke Mitte der 1970er Jahre erscheint plausibel.

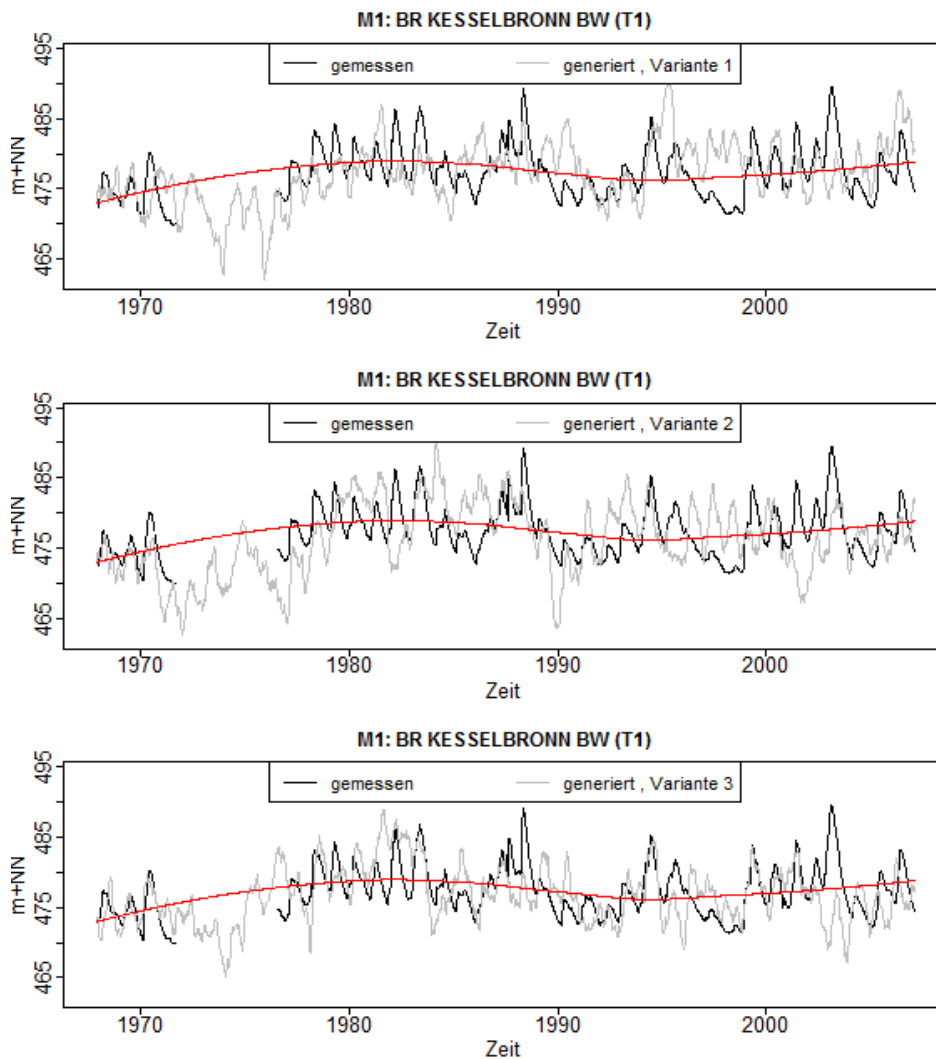


Abbildung 4.96: Gemessene Grundwasserstände an der Messstelle Kesselbronn sowie 3 Realisationen von synthetisch erzeugten Daten, die mit dem SARIMAX-Modell M1 generiert wurden.

Am Beispiel der Messstelle Kesselbronn werden die synthetischen Daten nachfolgend weitergehend validiert. Dazu werden in Abbildung 4.97 die Autokorrelationsfunktionen der Originaldaten und die der drei generierten Varianten dargestellt. Man erkennt die Gleichartigkeit der Verläufe, wenngleich die ersten beiden synthetischen Varianten ein etwas längeres Gedächtnis haben als die Originalzeitreihe.

Wie in Abbildung 4.98 erkennbar, werden durch das Modell nicht nur die klassischen Zeitreihencharakteristika erhalten, sondern auch zeitlich veränderliche, spektrale Eigenschaften. Dargestellt sind das Wavelet-Powerspektrum der Originalzeitreihe und das Spektrum einer synthetisch generierten Variante. Die Originalzeitreihe zeigt einen ausgeprägten Jahresgang und Periodizitäten im Bereich von etwa acht Jahren im Zeitraum zwischen 1985 und 2000. Die gleichen Charakteristika finden sich auch in den generierten Daten. Die insbesondere in den Niederschlägen enthaltenen Periodizitäten dieser Wellenlänge (s. Abschnitt 4.1.4) werden hier offenbar über die exogene Komponente des SARIMAX-Modells auf die

synthetischen Grundwasserstandsdaten übertragen. Dies ist bemerkenswert, da Modelle der ARIMA-Klasse dies nicht generell gewährleisten.

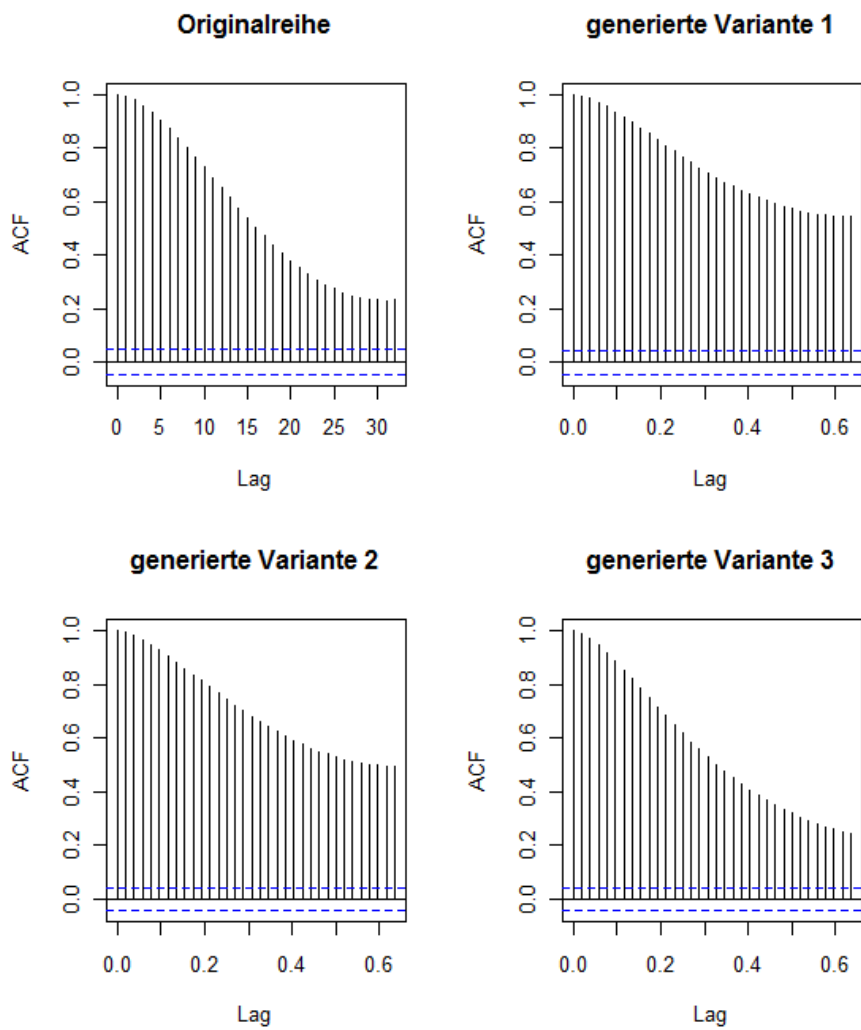


Abbildung 4.97: Autokorrelationsfunktionen der originären Daten der Messstelle Kesselbronn (oben links) sowie von drei synthetischen Varianten.

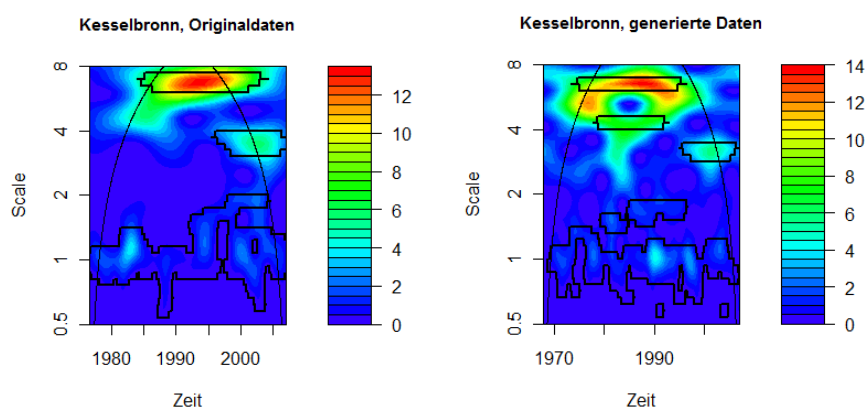


Abbildung 4.98: Wavelet von originären (oben) und synthetischen Daten der Messstelle Kesselbronn.

Die generierten SARIMAX-Modelle haben in den 12 untersuchten Beispielen gleichartige Charakteristika wie die Ausgangsreihen und können insofern als Prognosemodelle eingesetzt werden.



4.5.4 Anwendungs- und Erweiterungsmöglichkeiten der SARIMAX-Modelle

Generierung von Grundwasserstandsdaten für den in den Messreihen abgebildeten Beobachtungszeitraum

Die synthetischen Grundwasserstandsdaten haben ähnliche stochastische Eigenschaften wie die gemessenen Originaldaten. Dies bedeutet, dass auf der Grundlage derartiger Daten Fragen beantwortet werden können, deren Beantwortung wegen der beschränkten Reihelängen der Messdaten sonst nicht möglich ist. Ein Beispiel wäre etwa das Folgende:

Interessiert man sich bei der aus $n = 71$ Beobachtungsjahren bestehenden Messreihe von Zielheim dafür, wie groß die Wahrscheinlichkeit ist, dass ein jährlicher Niedrigstgrundwasserstand unterhalb von 348 m+NN auftritt, so erhält man durch einfaches Auszählen der „passenden“ (n_1) zu den „möglichen“ Fälle ($n = n_1 + n_0$) eine empirische Schätzung von $p_{emp,1} = n_1 / (n_1 + n_0) = 1/71 = 1.4\%$ (vgl. Abbildung 4.99). Möchte man aber die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von zwei aufeinanderfolgenden Jahren mit Niedrigstgrundwasserständen unterhalb von 348 m+NN, dann liefert die Auszählmethode eine empirische Wahrscheinlichkeit von $p_{emp,11} = n_{11} / (n_{11} + n_{10} + n_{01} + n_{00}) = 0/70 = 0$, was intuitiv sicher nicht korrekt ist, da es bedeuten würde, dass dies unmöglich ist. Fraglich ist auch, wie man die offensichtlich in den Daten auftretende Tendenz abnehmender Grundwasserstände bei den Auszählungen berücksichtigen soll. Eine Beschränkung auf den quasistationären Zeitraum ab etwa 1990 (s. Abbildung 4.99) würde die verfügbare Stichprobe weiter verringern.

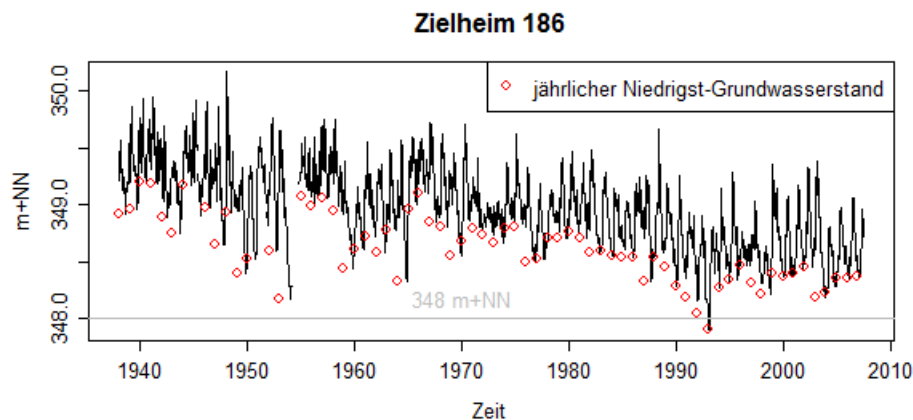


Abbildung 4.99: Grundwasserstandszeitreihe der Messstelle Zielheim, Schwellenwert 348 m+NN.

Die Fragen lassen sich auf der Grundlage des SARIMAX-Modells M2 leicht beantworten. Dazu werden zunächst 1000 Grundwasserstandszeitreihen synthetischer Wochenwerte über den Gesamtzeitraum von 1937 bis 2007 generiert, so dass im Ergebnis 1000 · 71 Beobachtungsjahre bzw. ca. 3.6 Mio. Wochenwerte von Grundwasserdaten für die Messstelle Zielheim zur Verfügung stehen. Auf dieser Datengrundlage lassen sich die Auszählungen nun stabil vornehmen und man erhält beispielsweise die folgenden Ergebnisse:

- Die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines jährlichen Niedrigst-Grundwasserstandes unterhalb von 348 m+NN an der Messstelle Zielheim, ermittelt für den Gesamtzeitraum von 1937 bis 2007 auf der Grundlage von 1000 Zeitreihenrealisationen, beträgt $p_{1,1937-2007} = 3.7\%$. Im Zeitraum 1990 bis 2007 steigt diese Wahrscheinlichkeit auf $p_{1,1990-2007} = 12.6\%$
- Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass an der Messstelle Zielheim zwei aufeinanderfolgende Jahre mit Niedrigstwasserstand unterhalb von 348 m+NN auftreten, beträgt bezogen auf den Gesamtzeitraum $p_{11,1937-2007} = 0.7\%$, Für den Zeitraum zwischen 1937 und 1980 ergibt sich eine Wahrscheinlichkeit von $p_{11,1937-1980} = 0.002\%$, wohingegen für den Zeitraum ab 1990 die Wahrscheinlichkeit auf $p_{11,1990-2007} = 2.6\%$ ansteigt. Wegen

der auch in den jährlichen Niedrigstwasserständen auftretenden Autokorrelation sind die p_{II} -Wahrscheinlichkeiten größer als die für die jeweiligen Zeiträume geltenden p_I^2 .

Generierung von Grundwasserstandsdaten für Zukunftszeiträume

Die Instationaritäten der 12 Originalzeitreihen werden durch die SARIMAX-Modelle, die an die Veränderlichkeiten aller maßgeblichen Klimavariablen und der Sonnenflecken gebunden sind, zufriedenstellend nachgebildet. Daher ist es prinzipiell denkbar, mit Hilfe der Modelle Grundwasserstandsdaten für Zukunftsszenarien unter Verwendung von exogenen Variablen aus Klimamodellen zu generieren. Dabei lassen sich auch Zukunftsprognosen über den weiteren Verlauf der Sonnenflecken berücksichtigen. Vor einer derartigen Anwendung der Modelle muss jedoch geprüft werden, ob die in den Zukunftsszenarien abgebildeten Klimavariablen Wertekonstellationen annehmen, die sich von den hier zugrundeliegenden Daten weit entfernen. In diesem Fall wird der Definitionsbereich der SARIMAX-Modelle verlassen.

Der SARIMAX-Ansatz wurde hier für 12 Messstellen aufgebaut. Eine Erweiterung auf eine größere Zahl von Messstellen ist prinzipiell möglich. Darauf sollte dann in einem zweiten Schritt ein regional orientierter Betrachtungsansatz bei der Modellierung der exogenen Komponente aufsetzen, da dies die Stabilität und Relevanz der Ergebnisse weiter erhöht.

Mittelfristige Echtzeitvorhersage von Grundwasserständen

Neben der Anwendung der SARIMAX-Modelle im Rahmen der Generierung von Grundwasserstandsrealisationen für gegenwärtige und zukünftige Zeithorizonte hat der Modellansatz auch ein großes Anwendungspotential im Rahmen der Mittelfristvorhersage von Grundwasserständen (vgl. dazu z.B. Wingerling 2007). Vor einer systematischen Überprüfung der Anwendungsmöglichkeiten in diesem Bereich müssten Erweiterungen im Modellaufbau vorgenommen werden (z.B. im Hinblick auf die Einbindung realer Echtzeitmessungen), was über den hier darzustellenden Rahmen hinaus geht.



4.6 Veränderungen des grundwasserbürtigen Abflusses

In Abschnitt 2.1.3 wurde die für gleitende Elfjahres-Zeitfenster durchgeführte Ermittlung des grundwasserbürtigen Abflusses A_u auf der Grundlage des Kille-Verfahrens erläutert. Das Ergebnis der Berechnungen für den Pegel Betzdorf / Sieg ist in Abbildung 4.100 dargestellt. Die Werte sind als Abweichungen vom Mittelwert A_U abgebildet, dessen Absolutwert an der rechten Skala abgelesen werden kann. Die linke Skala liefert die prozentuale Abweichung der Einzelwerte vom Mittelwert und entsprechend dieser prozentualen Abweichung sind die Einzelsäulen eingefärbt. Man erkennt bezogen auf das Einzugsgebiet des Pegels Betzdorf eine Phase verstärkter Grundwasserneubildung Anfang der 1980er Jahre und eine Phase abgeschwächter Grundwasserneubildung in den 1990er Jahren.

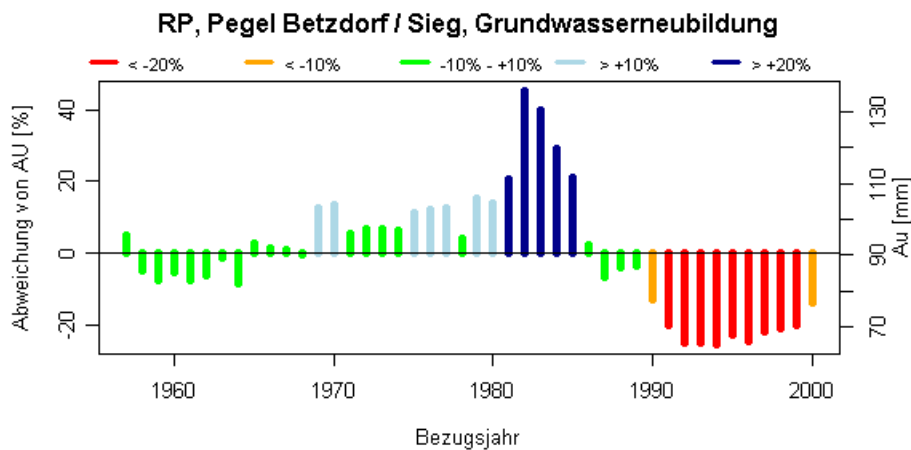


Abbildung 4.100: Veränderung des grundwasserbürtigen Abflusses nach Kille, Pegel Betzdorf/Sieg.

In den nachfolgenden Abbildungen werden die Abweichungen der für 11-Jahres-Zeiträume berechneten mittleren Grundwasserabflüsse A_u vom jeweiligen Mittelwert der Gesamtreihe A_U für sämtliche betrachteten Pegel in Baden-Württemberg (Abbildung 4.101), Bayern (Abbildung 4.102) und Rheinland-Pfalz (Abbildung 4.103) in komprimierter Form dargestellt. Beim Blick auf die Darstellungen wird deutlich, dass eine verstärkte Grundwasserneubildung Anfang der 1980er Jahre ein großräumigeres Phänomen zu sein scheint. Dies gilt insbesondere für die hier betrachteten Pegel in Rheinland-Pfalz, mit Abstrichen auch für Bayern und Baden-Württemberg. Großräumig auftretende Phasen verringerter Grundwasserneubildung sind tendenziell die 1940er bis 1960er Jahre in Bayern und der Zeitraum ab 1990 in Rheinland-Pfalz.

Ausgewählte Ergebnisse zum grundwasserbürtigen Abfluss in der räumlichen Verteilung zeigen die Abbildungen 4.104 bis 4.106. Abbildung 4.104 zeigt die räumliche Verteilung des A_U -Mittelwertes und damit der abgeschätzten mittleren Grundwasserneubildung an sämtlichen Pegeln des Untersuchungsgebietes. Die erkennbaren Gradienten in Süd-Nord-Richtung und die ausgewiesenen Absolutwerte stehen nicht im Gegensatz zu den Erwartungen. In den Abbildungen 4.105 und 4.106 sind dargestellt, in welchem 20-Jahres-Zeitraum das Minimum (Abbildung 4.105) und in welchem das Maximum (Abbildung 4.106) der A_u -Werte auftritt. Bei diesen Darstellungen besteht natürlich das Problem der unterschiedlichen Reihenlängen, speziell also auch der kurzen Reihenlängen in Rheinland-Pfalz. Betrachtet man daher nur die Verteilungen in Baden-Württemberg und Bayern, so erkennt man deutlich das gehäufte Auftreten der Minima im Zeitraum 1940 bis 1960 und das Auftreten der Maxima im Zeitraum 1980 bis 2000.

BY, Au-Abweichung vom Mittel

■ < -20% ■ -10% - +10% ■ > +20%
■ < -10% ■ > +10%

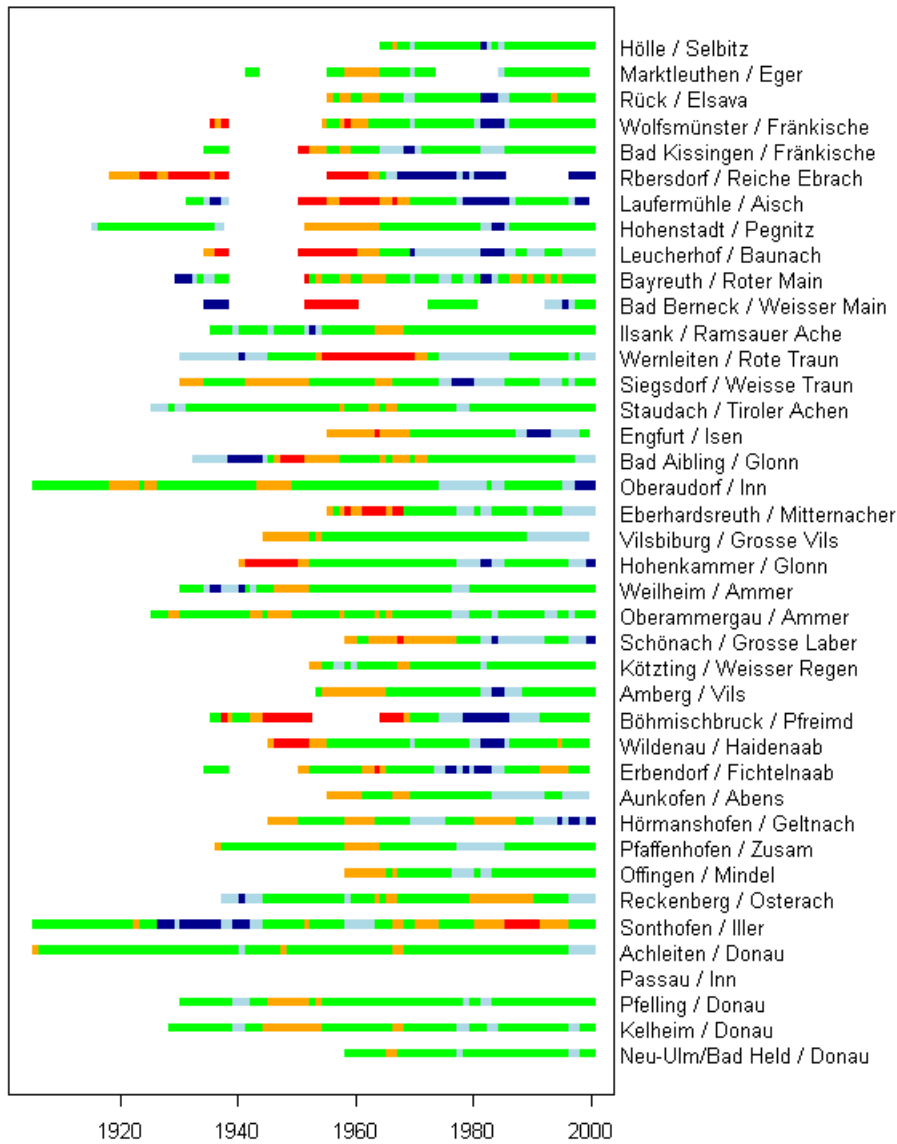


Abbildung 4.101:
Abweichung der für
jeweils 11 Jahre
berechneten mittleren
Grundwasserneu-
bildung Au vom
Mittelwert AU für 40
Pegel in Bayern.



BW, Au-Abweichung vom Mittel

— < -20% — -10% - +10% — > +20%
— < -10% — > +10%

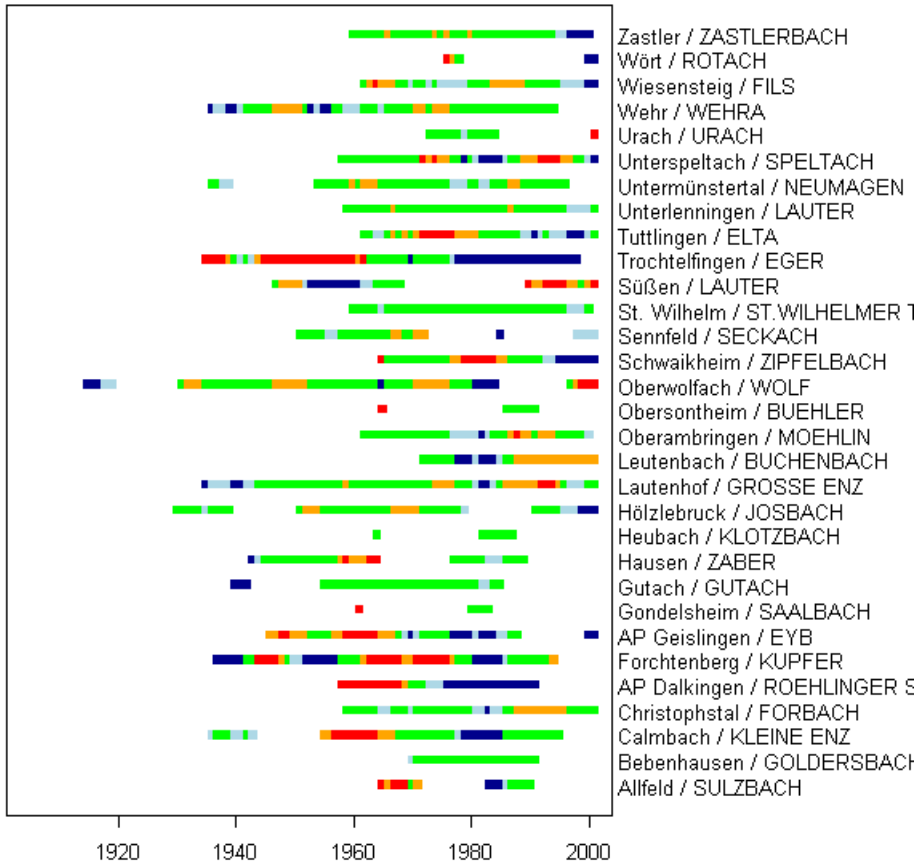


Abbildung 4.102: Abweichung der für jeweils 11 Jahre berechneten mittleren Grundwasserneubildung Au vom Mittelwert AU für 31 Pegel in Baden-Württemberg.

RP, Au-Abweichung vom Mittel

— < -20% — -10% - +10% — > +20%
— < -10% — > +10%

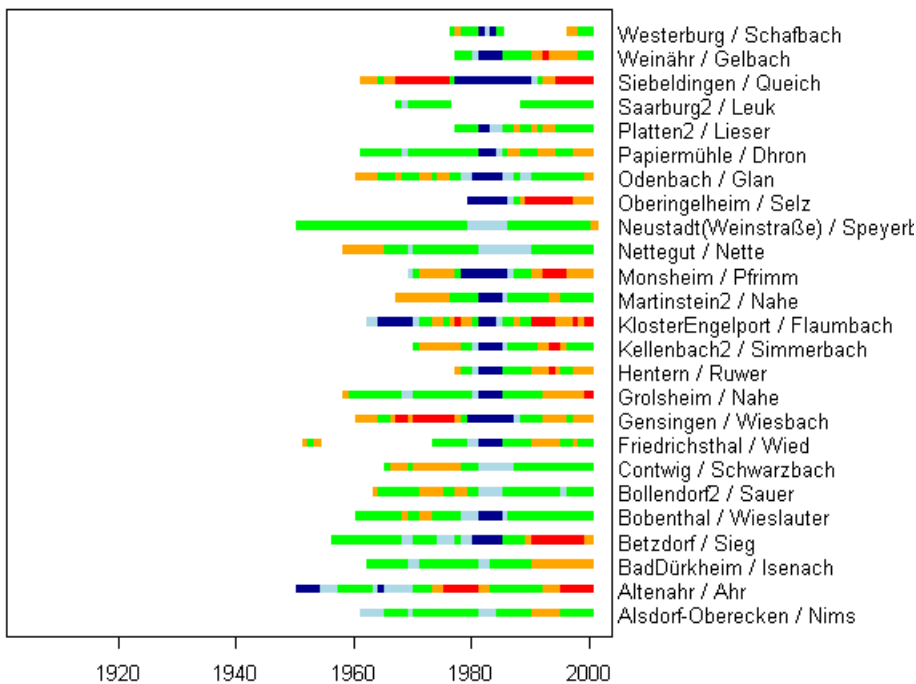


Abbildung 4.103: Abweichung der für jeweils 11 Jahre berechneten mittleren Grundwasserneubildung Au vom Mittelwert AU für 25 Pegel in Rheinland-Pfalz.

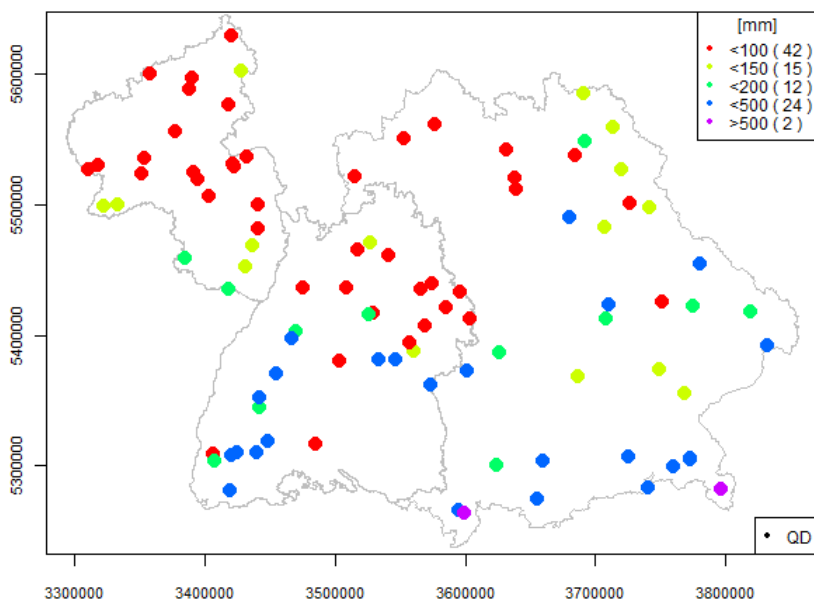


Abbildung 4.104:
Räumliche Verteilung des
AU-Mittelwertes.

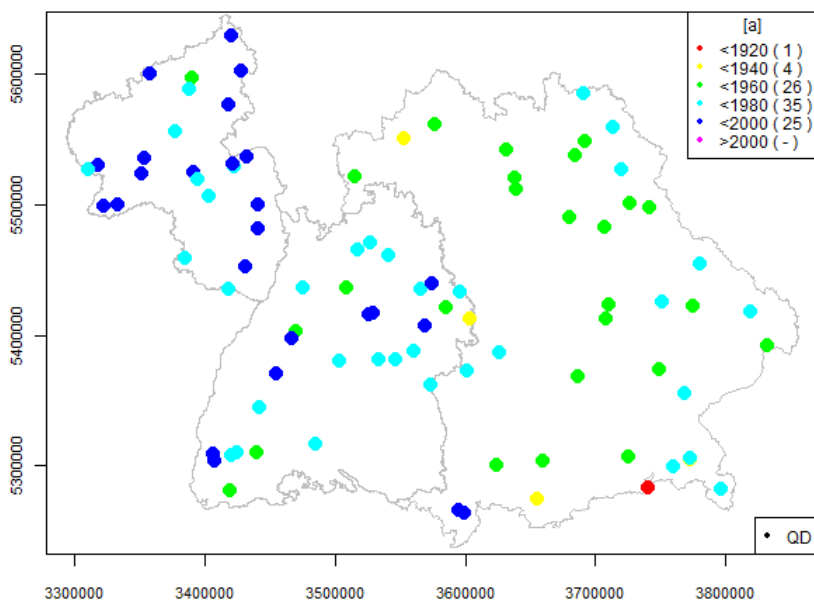


Abbildung 4.105:
Räumliche Verteilung des
Zeitraums, in dem das
Au-Minimum auftritt.

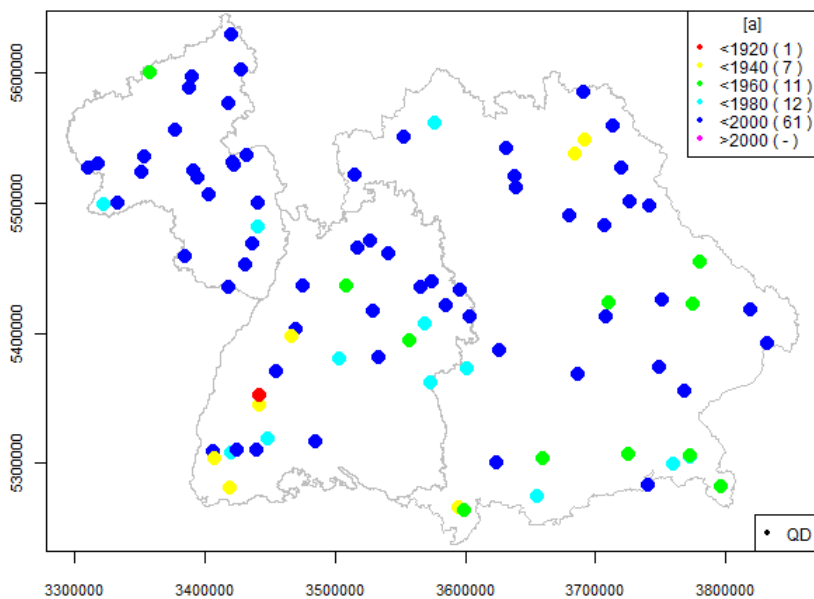


Abbildung 4.106:
Räumliche Verteilung des
Zeitraums, in dem das
Au-Maximum auftritt.



5 Fazit und Ausblick

Die historischen Zeitreihen von Grundwasserständen und Quellschüttungen wurden im Rahmen dieser Ausarbeitung mit Hilfe von komplexen statistischen Verfahren behandelt. Einige Veränderungen wurden dabei ermittelt, die mit den klassischen Methoden aus dem Hydrologiebereich bis dato nicht erkannt worden waren. Die Ursachen für diese – im Regelfall moderaten – Entwicklungen sind noch unklar. Anthropogene Beeinflussungen und Nutzungen sowie die naturgegebenen Witterungsschwankungen (z.B. die Abfolge von Trocken- und Nassperioden) spielen dabei sicherlich eine prägende Rolle. Eindeutige Anzeichen für langfristige, klimatisch bedingte Entwicklungstendenzen wurden in den historischen Beobachtungsreihen für den Zeitraum bis 2007 nicht erkannt.

Eine regelmäßige Aktualisierung der Auswertungen bei Vorliegen von längeren Zeitreihen ist sinnvoll, um die Reaktion des Grundwassers auf sich weiterhin verändernde Bedingungen zu beobachten.

Recht eindeutig konnte festgestellt werden, dass die Grundwasserneubildung zu Grundwasserhöchstständen im Frühjahr (März bis Mai) führt, aber an nahezu der Hälfte der Messstellen eine signifikante Tendenz zum immer früheren Auftreten des Maximums erkennbar ist. Das jährliche Maximum der Niederschläge verschiebt sich im Nordwesten des Untersuchungsgebiets zunehmend ins Winterhalbjahr. Diese Beobachtung, projiziert in die Zukunft, lässt die Aussage zu, dass eine Erhöhung der Grundwasserneubildung im Winterhalbjahr zu erwarten ist.

Auswirkungen von Klimaveränderungen auf den Jahresgang der Grundwasserstände und Quellschüttungen sind für das jüngste Betrachtungssegment (1980 bis 2000) – ähnlich wie es im Gesamtzeitraum der Fall ist – nicht festzustellen bzw. es gibt keine signifikanten Veränderungen bei den jährlichen Höchst- und Niedrigstständen. Festzustellen sind 8-Jahresperiodizitäten (Wechsel von Nass- und Trockenperioden) seit 1980, welche recht augenscheinlich (Trockenperiode 2003 bis 2010), aber nicht durch Klimasignale erklärbar sind. Diese Perioden werden auch in Zukunft das Grundwasserdargebot prägen.

Die aufgestellten SARIMAX-Modelle geben die stochastischen Eigenschaften der gemessenen Originaldaten gut wieder. Das kann genutzt werden, um die Datenbasis für statistische Auswertungen der Zeitreihen durch synthetische Daten zu vergrößern und so beispielsweise empirische Wahrscheinlichkeiten für das Über- oder Unterschreiten bestimmter Schwellenwerte zu ermitteln. Auch ein Einsatz der Prognosemodelle zur mittelfristigen Vorhersage von Grundwasserständen ist denkbar.

Die eingesetzten komplexen statistischen Auswerteverfahren zeigen im Ergebnis, dass Veränderungen in den exogenen Variablen, Korrelationsuntersuchungen oder Trendberechnungen meist nur für den jeweiligen Messstellenstandort ein plausibles Bild ergeben. Eine Übertragung der Ergebnisse auf regionale oder großräumige Betrachtungsräume ist nur sehr eingeschränkt möglich, oftmals nicht zulässig. Daher wird auch in Zukunft ein umfangreiches Monitoringmessnetz zur Beobachtung der Klimadaten und Wasserhaushaltskomponenten notwendig bleiben. Lange Datenreihen sind die Grundlage für eine zielgerichtete nachhaltige Wasserwirtschaft – heute und in Zukunft.

Literatur

- Akima, H. (1970): A new method of interpolation and smooth curve fitting based on local procedures, *J. ACM*, 17(4), p. 589–602
- Andreß, H.-J. (1986): *GLIM: Verallgemeinerte Lineare Modelle*. Braunschweig.
- Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W. und Weiber, R. (2006): *Multivariate Analysemethoden*. Springer.
- Bai J. and Perron P. (2003): Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models, *Journal of Applied Econometrics* 18, p.1–22.
- Bernier, J. (1994): Statistical detection of changes in geophysical series. *Engineering Risk in Natural Resources Management. Nato Series E*, 275, p. 159–176.
- Borchert, H. (2009): *Climate Change: Global Risks, Challenges and Decisions IOP Publishing. IOP Conf. Series: Earth and Environmental Science* 6. 292024 doi:10.1088/1755-1307/6/9/292024.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1970): *Time series analysis: Forecasting and control*, San Francisco: Holden-Day.
- BWK (2007): *Ermittlung des Bemessungsgrundwasserstandes für Bauwerksabdichtungen*, BWK Merkblatt 8, Gelbdruck September 2007.
- Carmona, R., Hwang, W.-L. and Torresani, B. (1998): *Practical Time-Frequency Analysis. Gabor and Wavelet Transforms*. London.
- Cleveland, W. S. (1979): Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 829–836.
- Coles, S. (2001): *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*. Springer Series in Statistics. London.
- Deutsch, C. V. and Journal, A. G. (1998): *Geostatistical Software Library and User's Guide*. New York.
- DVWK (1983): *Niedrigwasseranalyse Teil I: Statistische Untersuchung des Niedrigwasser-Abflusses*. Verlag Paul Parey. Hamburg und Berlin.
- DVWK (1999): *Statistische Analyse von Hochwasserabflüssen*. Deutscher Verband für Wasserwirtschaft und Kulturbau e.V., Merkblätter 251 / 1999.
- Fank, J. und Fuchs, K. (1999): Anwendung der Extremwertstatistik in der Hydrologie von Porengrundwasservorkommen. *Mitteilungsblatt des Hydrographischen Dienstes in Österreich*. Nr. 78, S. 31-45.
- Fenelon, J.M. and Moreo, M.T. (2002): *Trend Analysis of Ground-Water Levels and Spring Discharge in the Yucca Mountain Region, Nevada and California, 1960–2000*. Water-Resources Investigations Report 02-4178
- Fisher, N. and Lee, A. (1992): Regression models for an angular response. *Biometrics*, 48, p. 665–677.
- Geyh, M. A. und Struck, C. (2001): Methodisch weiterführende Überlegungen zur Ermittlung des Trockenwetterabflusses nach Kille und Folgerungen. *Z. angew. Geol.*, 47, S.169–174.
- Goovaerts, P. (1997): *Geostatistics for Natural Resources Evaluation*. Oxford University Press.
- Hathaway, D.H., Wilson, R.M. and Reichmann, E.J. (1999): A synthesis of solar cycle prediction techniques. *Journal of Geophysical Research*, 104, p. 22375–22338.



- Hevesi, J. A., Flint, A.L. and Flint, L.E. (2002): Preliminary Estimates of Spatially Distributed Net Infiltration and Recharge for the Death Valley Region, Nevada–California. Water-Resources Investigations Report 02-4010.
- Joe, H. (2001): Multivariate Models and Dependence Concepts. Monographs on Statistics and Applied Probability, 73. Chapman & Hall.
- Kampf, J., Plaul, W. und Schwebler, W. (2001): Grundwasserbericht 2000. Landesamt für Wasserwirtschaft Rheinland-Pfalz.
- Kane, R. and Trivedi, B. (1986): Spectral characteristics of the annual rainfall series for Northeast Brazil.- *Climatic Change*, 13, p. 317–336.
- Katz, R. W., Parlange, M. B. and Naveau, P. (2002): Statistics of extremes in hydrology, *Advances in Water Resources*, 25, p. 1287–1304.
- Kille, K. (1970): Das Verfahren MoMnQ, ein Beitrag zur Berechnung der mittleren langjährigen Grundwasserneubildung mit Hilfe der monatlichen Niedrigwasserabflüsse. *Zeitschrift der deutschen Geol. Gesell., Sonderheft Hydrogeologie, Hydrogeochemie*, S. 89–95.
- Kokkonen, T., Koivusalo, H., Jakeman, A. and Norton, J. (2006): Construction of a degree-day snow model in the light of the ten iterative steps in model development. In: Voinov, A., Jakeman, A.J., Rizzoli, A.E. (eds). *Proceedings of the iEMSs Third Biennial Meeting: "Summit on Environmental Modelling and Software"*. International Environmental Modelling and Software Society, Burlington, USA, July 2006.
- Labat, D. (2005): Recent advances in wavelet analyses: Part 1. A review of concepts. *Journal of Hydrology*, 314, p. 275–288.
- Maniak, U. (2005): *Hydrologie und Wasserwirtschaft. Eine Einführung für Ingenieure*. Springer, Berlin.
- Maraun, D. (2006): *What Can We Learn from Climate Data? Methods for Fluctuation, Time/Scale and Phase Analysis*. Dissertation in der Wissenschaftsdisziplin Nichtlineare Dynamik, Universität Potsdam.
- McCabe, G. J. and Wolock, D. M. (2002): A step increase in streamflow in the conterminous United States, *Geophys. Res. Lett.*, 29(24), p. 2185–2189.
- McCuen, R.H. (2003): *Modeling Hydrologic Change. Statistical Methods*. Lewis Publishers, Boca Raton.
- NASA (2006): Internetlink: http://science.nasa.gov/headlines/y2006/10may_longrange.htm
- NASA (2009): Internetlink: <http://solarscience.msfc.nasa.gov/predict.shtml>
- Oladipo, E. O. (1988): Spectral Analysis of Climatological Time Series: On the Performance of Periodogram, Non-Integer and Maximum Entropy Methods. *Theor. Appl. Climatol.*, 39, p. 40–53.
- Priestley, C.H.B. and Taylor, R.J. (1972): On the assessment of surface heat flux and evaporation using large-scale parameters: *Manual Weather Review*, 100, p. 81–92.
- Rigozo, N.R., Echer, E., Nordemann, D.J.R., Vieira, L.E.A. and de Faria, H. (2006): Comparative study between four classical spectral analysis methods. *Applied Mathematics and Computation* 168 (2005), p. 411–430.
- Seifert, J. (2005): *Segmentierte Lineare Regression*. Universität Trier.
- Shao, Q., Campbell, N.A., Ferdowsian, R. and O'Connell, D. (1999): *Analyzing Trends in Groundwater Levels*. CSIRO Mathematical and Information Sciences, Report Number CMIS 99/37.

- Shao, Q., Campbell, N.A. (2002): Modeling trends in groundwater levels by segmented regression with constraints. *Austral. N. Z. J. Stat.* 44 (2), p. 129–141.
- Tankersley, C. D., Graham, W. D. and Hatfield, K. (1993): Comparison of univariate and transfer function models of groundwater fluctuations. *Water Resources Research*, 29 (10), p. 3517–3534.
- Tawn, J. A. (1988): Bivariate Extreme Value Theory: Models and Estimation. *Biometrika*, 75 (3), p. 397–415.
- Torrence, Ch. and Compo, G.P. (1998): A Practical Guide to Wavelet Analysis. *Bulletin of the American Meteorological Society*. 79 (1), p. 61–78.
- Toutenberg, H. (2003): *Lineare Modelle*. Physica-Verlag, München.
- U.S. Geological Survey (USGS) (2008): Documentation of Computer Program INFIL3.0—A Distributed-Parameter Watershed Model to Estimate Net Infiltration Below the Root Zone. Scientific Investigations Report 2008–5006.
- Van Geer, F. C. and Zuur, A. F. (1997): An extension of Box-Jenkins transfer/noise models for spatial interpolation of groundwater head series. *Journal of Hydrology*, 192, p. 65–80.
- Vogt, N., Lesemann, H. und Stiegler, R. (2006): Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen auf der Grundlage statistischer Analysen. *Wasserwirtschaft*, 10, S. 28–33.
- von Pape, W.-P. (2003): Höchste Grundwasserstände im Hessischen Ried als Planungskriterium für Bauwerke. Hess. Landesamt für Umwelt und Geologie, Jahresbericht 2003.
- Willems, W. (2004): Statistische Analyse von Niedrigwasser-Kenngrößen auf der Grundlage stationärer und instationärer Wahrscheinlichkeitsmodellierung. In: Kleeberg, H.-B. und Koehler, G. (Hrsg.) *Niedrigwassermanagement*. Forum für Hydrologie und Wasserbewirtschaftung. Heft 07.04, S. 15–34.
- Willems, W. und Dick, T. (2003): *HyStat* Benutzerhandbuch. IAWG Ottobrunn.
- Willems, W. und Stricker, K. (2008): Langzeitverhalten von Grundwasserständen, Quellschüttungen und grundwasserbürtigen Abflüssen in Bayern, Baden-Württemberg und Rheinland-Pfalz. Untersuchung im Auftrag des AK KLIWA, unveröffentlicht.
- Willems, W. und Stricker, K. (2009): Periodizitäten und Klimasignale in Grundwasserständen und Quellschüttungen. Untersuchung im Auftrag des AK KLIWA, unveröffentlicht.
- Wingering, M. (2007): Ein empirisches Verfahren zur Vorhersage von Grundwasserständen und Quellschüttungen. *Hydrologie und Wasserbewirtschaftung*, 51, S. 8–16.
- Yi, M.-J. and Lee, K.-K. (2004): Transfer function-noise modelling of irregularly observed groundwater heads using precipitation data. *Journal of Hydrology*, 288, p. 272–287.
- Yue, S. and Rasmussen, P. (2002): Bivariate frequency analysis: discussion of some useful concepts in hydrological application. *Hydrological Processes*, 16, p. 2881–2898.



Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 2.1: Verteilung der Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen. Die Nummern entsprechen der laufenden Nummer in Tabelle 2.5.	11
Abbildung 2.2: Schließen kleiner Datenlücken und Herstellen von Äquidistanz durch Interpolation	12
Abbildung 2.3: Verteilung der Pegelstandorte im Untersuchungsgebiet	13
Abbildung 2.4: Prinzipiendarstellung zum Kille-Verfahren am Beispiel des Pegels Neu- Ulm/Donau.	14
Abbildung 2.5: Datenverfügbarkeitszeiträume der 601 Klimazeitreihen	15
Abbildung 2.6: SRTM-Höhenmodell, aggregiert auf 1 km und Klimamessstellen, gemeinsam georeferenziert	16
Abbildung 2.7: Ergebnis der Validierung anhand der Nash-Sutcliffe-Koeffizienten für SNOW-K und das kalibrierte Schneemodell.	18
Abbildung 2.8: Zeitreihe des NAO-Index nach Daten der Climatic Research Unit	19
Abbildung 2.9: Zeitreihe der Sonnenflecken seit 1750	20
Abbildung 3.1: Instationaritäten in einer Grundwasserstandsganglinie (aus Shao et al. 1999)	23
Abbildung 3.2: Definition von Extremwerten, aus Kampf et al. (2001), erweitert.....	24
Abbildung 3.3: Trenddreiecke für verschiedene deterministische Trendstrukturen.....	25
Abbildung 3.4: Trenddreieck für die REGNIE-Zeitreihe am Rasterelement der Messstelle Hohenstadt.....	26
Abbildung 3.5: Prinzipdarstellung zur segmentierten Regression	28
Abbildung 3.6: Ergebnis der Datensegmentierung, Messstelle 100/307-1 Reilingen.....	30
Abbildung 3.7: Eintrittszeitpunkt des Maximums MD (rot, hier Tag 68), und Minimums ND (grün, hier 250) sowie der Amplitude im Jahresgang (hier 0.22 m+NN) für den Siebenjahreszeitraum 1918 bis 1924 am Beispiel der Messstelle Reilingen	31
Abbildung 3.8: Eintrittszeitpunkt des Maximums MD (rot) und Minimums ND (grün) sowie der Amplitude im Jahresgang für den Siebenjahreszeitraum 1919 bis 1925 am Beispiel der Messstelle Reilingen	31
Abbildung 3.9: MESA-Spektraldichte für die Messstelle 119/765-9 Kesselbronn	32
Abbildung 3.10: Trigonometrische Regression mit den Periodizitäten 1 a und 4.81 a, Messstelle 119/765-9 Kesselbronn	33
Abbildung 3.11: Morlet-Wavelet, Realteil.....	34
Abbildung 3.12: Wavelet-Powerspektrum (unten) der NINO3 SST-Zeitreihe (oben) (aus Torrence / Compo 1998)	34
Abbildung 3.13: Anpassung der GEV an die jährlichen Grundwasserhöchststände am Beispiel der Messstelle 101/372-4 Rielasingen-Worlingen	36
Abbildung 3.14: Anwendung eines saisonalen Differenzenfilters auf eine deterministische Testreihe mit Trend und Saisonfigur	39
Abbildung 4.1: Lokale Trends des NAO-Index	43
Abbildung 4.2: Lokale Trends der Sonnenflecken	44

Abbildung 4.3: Lokale Trends der Lufttemperatur, ermittelt anhand von Monatsmittelwerten über alle verfügbaren Stationen	44
Abbildung 4.4: Lokale Trends der Sonnenscheindauer, ermittelt anhand von Monatsmittelwerten über alle verfügbaren Stationen	45
Abbildung 4.5: Lokale Trends der Windgeschwindigkeit, ermittelt anhand von Monatsmittelwerten über alle verfügbaren Stationen	45
Abbildung 4.6: Lokale Trends der relativen Luftfeuchte, ermittelt anhand von Monatsmittelwerten über alle verfügbaren Stationen	46
Abbildung 4.7: Lokale Trends für 127 Zeitreihen der z-transformierten Lufttemperatur	47
Abbildung 4.8: Regionales Verhalten der Lufttemperatur im Zeitraum 1930–1940	47
Abbildung 4.9: Lokale Trends für 127 Zeitreihen des z-transformierten Niederschlags	48
Abbildung 4.10: Regionales Verhalten des Niederschlags im Zeitraum 1930–1940 sowie nach 2000	48
Abbildung 4.11: Lokale Trends für 127 Zeitreihen des z-transformierten Wasserdargebotes	48
Abbildung 4.12: Trenddreieck für den NAO-Index (links) und die Sonnenflecken (rechts) ...	49
Abbildung 4.13: Trenddreiecke für den Anteil ansteigender (links) und fallender (rechts) signifikanter Trends nach Mann-Kendall bei 127 Lufttemperatur-Zeitreihen.....	50
Abbildung 4.14: Trenddreiecke für den Anteil ansteigender (links) und fallender (rechts) signifikanter Trends nach Mann-Kendall bei 127 Wasserdargebots-zeitreihen	50
Abbildung 4.15: Phasenverschiebungen von Lufttemperatur (grün), Niederschlag (schwarz) und Wasserdargebot (rot) an den 127 Messstellenkoordinaten	51
Abbildung 4.16: Räumliche Verteilung der Veränderung des Eintrittszeitpunktes des Maximums beim Niederschlag	52
Abbildung 4.17: Räumliche Verteilung der Veränderung des Eintrittszeitpunktes des Maximums beim Wasserdargebot.....	52
Abbildung 4.18: Wavelet-Powerspektrum der Sonnenflecken (links) und des NAO-Index (rechts)	53
Abbildung 4.19: Wavelet-Powerspektrum der Lufttemperatur (links) und des Niederschlags (rechts) am Raster der Messstelle Hohenstadt	53
Abbildung 4.20: Anteil signifikanter Periodizitäten in der Lufttemperatur, ermittelt anhand von 127 Zeitreihen	54
Abbildung 4.21: Anteil signifikanter Periodizitäten bei Niederschlag (links) und Wasserdargebot (rechts), ermittelt anhand von 127 Zeitreihen	54
Abbildung 4.22: Wavelet-Spektrum der jahresgangbereinigten Lufttemperaturzeitreihe am Raster der Messstelle Hohenstadt	55
Abbildung 4.23: Wavelet-Spektrum einer jahresgangbereinigten synthetischen Reihe, links: deterministisch, rechts: verrauscht deterministisch.....	56
Abbildung 4.24: Wavelet-Powerspektrum der wöchentlichen Lufttemperaturen der Station „Hohenpeißenberg“	56
Abbildung 4.25: Zeitpunkt des Eintreffens der Maxima des Jahresgangs MD sowie der Minima des Jahresgangs ND an 127 Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen.	57



Abbildung 4.26: Räumliche Verteilung des Eintrittszeitpunktes der Maximalwerte im Jahresgang MD.....	58
Abbildung 4.27: Räumliche Verteilung des Eintrittszeitpunktes der Minimalwerte im Jahresgang ND.....	58
Abbildung 4.28: Zusammenhang zwischen Jahresamplitude und Grundwasserflurabstand innerhalb verschiedener hydrogeologischer Unterregionen....	59
Abbildung 4.29: Boxplots zur Verteilung der Jahresamplituden der Grundwasserstände in den Grundwasserstandsmessstellen innerhalb hydrogeologischer Unterregionen	59
Abbildung 4.30: Boxplots zur Verteilung der Jahresamplituden der Quellschüttungen an den Quellen innerhalb hydrogeologischer Unterregionen	60
Abbildung 4.31: Ereigniseintrittszeitpunkt am Beispiel der Messstellen Reilingen und Niederleierndorf, links: Trenduntersuchung des Eintrittszeitpunktes mittels klassischer und zirkular-linearer Regression; rechts: Kreisabbildung zum Eintrittszeitpunkt.....	61
Abbildung 4.32: Veränderungen des Eintrittszeitpunktes der Maximalwerte des Jahresgangs, oben: räumliche Verteilung, unten rechts: Verteilung innerhalb hydrogeologischer Unterregionen, unten rechts: Verteilung nach Wasserhaushaltsgrößen	63
Abbildung 4.33: Veränderungen des Eintrittszeitpunktes der Minimalwerte des Jahresgangs, oben: räumliche Verteilung, unten rechts: Verteilung innerhalb hydrogeologischer Unterregionen, unten rechts: Verteilung nach Wasserhaushaltsgrößen	64
Abbildung 4.34: Veränderungen der Amplitude des Jahresgangs, oben: räumliche Verteilung, unten rechts: Verteilung innerhalb hydrogeologischer Unterregionen, unten rechts: Verteilung nach Wasserhaushaltsgrößen	65
Abbildung 4.35: Änderung der Grundwasserstände in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	68
Abbildung 4.36: Änderung der Grundwasserstände in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	68
Abbildung 4.37: Änderung der Grundwasserstände in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	69
Abbildung 4.38: Änderung der Quellschüttungen in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	70
Abbildung 4.39: Änderung der Quellschüttungen in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	70
Abbildung 4.40: Änderung der Quellschüttungen in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	71

Abbildung 4.41: Räumliche Verteilung von globalen Trends und der tendenziellen Veränderung seit 1980 in Grundwasserständen und Quellschüttungen in Baden-Württemberg. Die Symbolfarbe steht für das Ergebnis des globalen t-Tests (steigender, fallender oder kein Trend), der Pfeil für die Tendenz seit 1980 (mehr als 70% der Jahre mit steigenden oder fallenden Phasen bzw. kein erkennbarer Trend). ...	72
Abbildung 4.42: Räumliche Verteilung von globalen Trends und der tendenziellen Veränderung seit 1980 in Grundwasserständen und Quellschüttungen in Bayern. Die Symbolfarbe steht für das Ergebnis des globalen t-Tests (steigender, fallender oder kein Trend), der Pfeil für die Tendenz seit 1980 (mehr als 70% der Jahre mit steigenden oder fallenden Phasen bzw. kein erkennbarer Trend).....	73
Abbildung 4.43: Räumliche Verteilung von globalen Trends und der tendenziellen Veränderung seit 1980 in Grundwasserständen und Quellschüttungen in Rheinland-Pfalz. Die Symbolfarbe steht für das Ergebnis des globalen t-Tests (steigender, fallender oder kein Trend), der Pfeil für die Tendenz seit 1980 (mehr als 70% der Jahre mit steigenden oder fallenden Phasen bzw. kein erkennbarer Trend).....	74
Abbildung 4.44: Test-Ergebnisse des globalen t-Testes nach hydrogeologischen Unterregionen (links) und Wasserhaushaltskomponenten (rechts), alle 127 Messstellen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz	74
Abbildung 4.45: Verteilung der „Tendenz seit 1980“ nach hydrogeologischen Unterregionen (links) und Wasserhaushaltskomponenten (rechts), alle 127 Messstellen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz	75
Abbildung 4.46: Lokale Trends für 127 Zeitreihen z-transformierter Grundwasserstände und Quellschüttungen	75
Abbildung 4.47: Lokale Trends für z-transformierte Grundwasserstandsreihen, topographisch gruppiert	77
Abbildung 4.48: Räumliche Verteilung der Gruppen lokaler Trends von Grundwasserständen, per Clusteranalyse gruppiert.....	77
Abbildung 4.49: Lokale Trends für z-transformierte Quellschüttungszeitreihen, manuell gruppiert.....	78
Abbildung 4.50: Räumliche Verteilung der Gruppen lokaler Trends von Quellschüttungen, manuell gruppiert	79
Abbildung 4.51: Verteilung des Jahresabflusses innerhalb der Gruppen Q1 sowie Q2 + Q3	79
Abbildung 4.52: Gruppierte lokale Trends z-transformierter Grundwasserstände und Quellschüttungen	80
Abbildung 4.53: Räumliche Verteilung der Gruppen lokaler Trends von Grundwasserständen und Quellschüttungen, zeitreihenbasiert gruppiert.....	81
Abbildung 4.54: Ansteigende (links) und fallende (rechts) signifikante Trends nach Mann-Kendall bei 127 Zeitreihen zu Grundwasserstand und Quellschüttungen, getrennt dargestellt in Trenddreiecken.....	81
Abbildung 4.55: Wöchentliche Grundwasserstände der Messstelle Eglfing Lehrer (oben) und zugehöriges Wavelet-Powerspektrum (unten)	82
Abbildung 4.56: Grundwasserstands- und Quellschüttungsreihen, Datenverfügbarkeit für Wavelet-Untersuchungen (links) sowie zusammengefasste Ergebnisse für 127 Messstellen (rechts)	83
Abbildung 4.57: Räumliche Verteilung des Auftretens dominanter Jahreszyklen sowie von Periodizitäten der Länge von ca. 4 und ca. 8 Jahren	84



Abbildung 4.58: Änderung der Grundwasserstandshöchstwerte an den Messstellen 101/372-4 Rielasingen-Worblingen, 6133 Weidenberg und 101/320-1 Donaueschingen	86
Abbildung 4.59: Änderung der Grundwasserstandshöchstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	87
Abbildung 4.60: Änderung der Grundwasserstandshöchstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	88
Abbildung 4.61: Änderung der Grundwasserstandshöchstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	89
Abbildung 4.62: Änderung der Quellschüttungshöchstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	89
Abbildung 4.63: Änderung der Quellschüttungshöchstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	90
Abbildung 4.64: Änderung der Quellschüttungshöchstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	90
Abbildung 4.65: Räumliche Verteilung der Ergebnisse des Mann-Kendall-Tests für GW- und QS-Höchstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz	91
Abbildung 4.66: Räumliche Verteilung der Ergebnisse der erweiterten IWA, letzte Phase, für GW- und QS-Höchstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz	91
Abbildung 4.67: Änderung der Grundwasserstandsniedrigstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	92
Abbildung 4.68: Änderung der Grundwasserstandsniedrigstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	93
Abbildung 4.69: Änderung der Grundwasserstandsniedrigstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	94
Abbildung 4.70: Änderung der Quellschüttungsniedrigstwerte in Bayern. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	94
Abbildung 4.71: Änderung der Quellschüttungsniedrigstwerte in Baden-Württemberg. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	95

Abbildung 4.72: Änderung der Quellschüttungsniedrigstwerte in Rheinland-Pfalz. Links: Ergebnis des segmentierenden Verfahrens; Mitte: linearer Trendtest (beta), Korrelation zwischen linearer und lokaler Regression (LC) und Mann-Kendall-Trendtest (MK).	95
Abbildung 4.73: Verteilung der Ergebnisse des globalen t-Testes des Steigungskoeffizienten im Raum (oben) nach hydrogeologischen Unterregionen (links) und Wasserhaushaltskomponenten (rechts) für GW- und QS-Niedrigstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz	96
Abbildung 4.74: Räumliche Verteilung der Ergebnisse der erweiterten IWA, letzte Phase, für GW- und QS-Niedrigstwerte in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz ..	97
Abbildung 4.75: Reilingen, Beginn (hier Tag 130, rot) und Ende (Tag 256, grün) und Dauer (127 Tage) des jährlichen Defizits im Bezugszeitraum 4/1914 bis 3/1915	98
Abbildung 4.76: Zeitpunkt von Beginn und Ende der jährlichen Defizitphase an 123 Grundwasserstands- und Quellschüttungsmessstellen. Die Größe des Dreiecks symbolisiert die Anzahl der jeweiligen Messstellen.	98
Abbildung 4.77: Räumliche Verteilung des Eintrittszeitpunktes der Defizitphase im Jahresgang	98
Abbildung 4.78: Räumliche Verteilung des Endzeitpunktes der Defizitphase im Jahresgang	99
Abbildung 4.79: Saisonbereinigung der Zeitreihe der Messstelle 100/321-9 Demmingen ..	101
Abbildung 4.80: Definition von Defizit und Defizitdauer	101
Abbildung 4.81: Prüfung der Güte der Modellanpassung anhand der bedingten Unterschreitungswahrscheinlichkeiten	102
Abbildung 4.82: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Grundwasserstände Baden-Württemberg	103
Abbildung 4.83: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Grundwasserstände Bayern, Teil 1	105
Abbildung 4.84: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Grundwasserstände Bayern, Teil 2	106
Abbildung 4.85: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Grundwasserstände Rheinland-Pfalz	107
Abbildung 4.86 Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Quellschüttungen Rheinland-Pfalz	107
Abbildung 4.87: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Quellschüttungen Baden-Württemberg	108
Abbildung 4.88: Ergebnisse der zweidimensionalen Extremwertanalyse, Quellschüttungen Bayern	108
Abbildung 4.89: Kreuzkorrelationen zwischen Grundwasserstand und Wasserdargebot an der Messstelle Hohenstadt	109
Abbildung 4.90: Maximale Kreuzkorrelationskoeffizienten zwischen Grundwasserstand und Wasserdargebot in Abhängigkeit von Grundwasserflurabstand. Die einer Messstelle zugeordnete Hohlräumart wird durch die Symbolfarbe, die Durchlässigkeit anhand des Symbols und die Schutzfunktionsklasse durch die Symbolgröße dargestellt	110



Abbildung 4.91: Lag maximaler Kreuzkorrelation in Abhängigkeit vom Grundwasserflurabstand für verschiedene Hohlräumarten, Schutzfunktionsklassen der Grundwasserüberdeckung und Durchlässigkeiten	111
Abbildung 4.92: Spearman-Korrelationen zwischen den lokalen Trends der Grundwasserstands- und Quellschüttungszeitreihen und denjenigen der Variablen NAO-Index (NAO_tr), Sonnenflecken (SO_tr), rel. Luftfeuchte (RF_tr), Windgeschwindigkeit (WI_tr), Sonnenscheindauer (SD_tr), Lufttemperatur (LT_tr) und Wasserdargebot (WA_tr) für 127 Messstellen	112
Abbildung 4.93: Ergebnis der Variablenselektion für 127 Regressionsmodelle und die Variablen NAO-Index (NAO), Sonnenflecken (SO), rel. Luftfeuchte (RF), Windgeschwindigkeit (WI), Sonnenscheindauer (SD), Lufttemperatur (LT) und Wasserdargebot (WA).....	114
Abbildung 4.94: Bedeutung der exogenen Variablen NAO-Index (NAO_tr), Sonnenflecken (SO_tr), rel. Luftfeuchte (RF_tr), Windgeschwindigkeit (WI_tr), Sonnenscheindauer (SD_tr), Lufttemperatur (LT_tr) bzw. Wasserdargebot (WA_tr) zur Erklärung der Varianz der Grundwasser- und Quellschüttungstrends, 1: relativ höchste Bedeutung, 7: relativ geringste Bedeutung	115
Abbildung 4.95: Messwerte, lokale Trends und durch exogene Variablen modellierte lokale Trends an drei Messstellen.....	116
Abbildung 4.96: Gemessene Grundwasserstände an der Messstelle Kesselbronn sowie 3 Realisationen von synthetisch erzeugten Daten, die mit dem SARIMAX-Modell M1 generiert wurden	120
Abbildung 4.97: Autokorrelationsfunktionen der originären Daten der Messstelle Kesselbronn (oben links) sowie von drei synthetischen Varianten	121
Abbildung 4.98: Wavelet von originären (oben) und synthetischen Daten der Messstelle Kesselbronn	121
Abbildung 4.99: Grundwasserstandszeitreihe der Messstelle Zielheim, Schwellenwert 348 m+NN.....	122
Abbildung 4.100: Veränderung des grundwasserbürtigen Abflusses nach Kille, Pegel Betzdorf/Sieg.....	124
Abbildung 4.101: Abweichung der für jeweils 11 Jahre berechneten mittleren Grundwasserneubildung A_u vom Mittelwert AU für 40 Pegel in Bayern	125
Abbildung 4.102: Abweichung der für jeweils 11 Jahre berechneten mittleren Grundwasserneubildung A_u vom Mittelwert AU für 31 Pegel in Baden-Württemberg ..	126
Abbildung 4.103: Abweichung der für jeweils 11 Jahre berechneten mittleren Grundwasserneubildung A_u vom Mittelwert AU für 25 Pegel in Rheinland-Pfalz	126
Abbildung 4.104: Räumliche Verteilung des AU -Mittelwertes	127
Abbildung 4.105: Räumliche Verteilung des Zeitraums, in dem das A_u -Minimum auftritt ...	127
Abbildung 4.106: Räumliche Verteilung des Zeitraums, in dem das A_u -Maximum auftritt ..	127



Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 2.1: Übersicht über zur Verfügung stehende Messstellen für hydrologische Variablen	10
Tabelle 2.2: Raum- und zeitbezogene meteorologische Daten	15
Tabelle 2.3: Nash-Sutcliffe-Koeffizienten für IAWG- und SNOW-K-Schneemodell, Validierung	17
Tabelle 2.4: Überregionale Zeitreihen	18
Tabelle 2.5: Hydrogeologische Klassifikation der untersuchten Grundwasserstands- (GW) und Quellschüttungsmessstellen (QS).	21
Tabelle 4.1: Trends in Defizitdauer sowie Beginn und Ende der Defizitphase	99
Tabelle 4.2: Parameter und Signifikanzen für vier messstellengruppenbezogene Regressionsmodelle.....	117
Tabelle 4.3: Ausgewählte Messstellen für die SARIMAX-Modellierung	119
Tabelle 4.4: Charakterisierung der 12 SARIMAX-Modelle M1 bis M12.....	119



Abkürzungsverzeichnis und Glossar

A	Abfluss
AIC	Akaike Informations-Kriterium; Kriterium zum Vergleich der Güte verschiedener ARIMA-Modelle
AI	hydrogeologische Region „Deutsche Alpen und Voralpen“
ARIMA-Modelle	lineare Modelle für stationäre, zeitdiskrete stochastische Prozesse (Auto-Regressive Integrated Moving Average)
Au	mittlerer langjähriger Grundwasserabfluss für Teilzeitreihe
AU	arithmetisches Mittel der mittleren Grundwasserabflüsse von Teilzeitreihen (Au)
BGR	Bundesanstalt für Geowissenschaften und Rohstoffe
BIC	Bayessches Informations-Kriterium; Kriterium zum Vergleich der Güte verschiedener ARIMA-Modelle
bivariat	Betrachtung eines Datensatzes als abhängig von zwei verschiedenen Größen / Variablen
BW	Baden-Württemberg
BY	Bayern
COI	Cone of Influence; Bereich eines Powerspektrums, in dem der Stichprobenumfang nicht ausreichend groß ist, um interpretierbare Ergebnisse zu liefern
DAU	Dauer des Auftretens der Überschuß- oder Defizitphase
DEF	Defizit
DWD	Deutscher Wetterdienst
ETR KRIG	External Drift Kriging, geostatistisches Interpolationsverfahren
FI	hydrogeologische Region „Flachland / Lockergesteinslandschaft“
GEV	Verallgemeinerte Extremwertverteilung, entspricht der in DWVK 1999 mit AEV bezeichneten Verteilung
GW	Grundwasser(stand), Grundwassermessstelle
HW	Hochwert (geographische Koordinaten)
HW	Höchstwert
IAWG	Institut für Angewandte Wasserwirtschaft und Geoinformatik
IDW	Inverse Distance Weighting, geostatistisches Interpolationsverfahren
INFIL3.0	Wasserhaushaltsmodell des USGS
IWA	instationären Wahrscheinlichkeitsanalyse; bei der IWA werden die Parameter der anzupassenden Wahrscheinlichkeitsverteilung als zeitlich variabel angenommen
KLIWA	Kooperationsvorhaben „Klimawandel und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft“
LC	Korrelationskoeffizient zwischen der linearen Regressionsgerade und der lokal gewichteten Regressionsfunktion



MA	Amplitude, Abstand zwischen Maximal- und Minimalwert des mittleren Jahresgangs
MAT	Zeitreihe der mittleren Amplitude
MD	Eintrittszeitpunkt des Maximalwerts im mittleren Jahresgang
MDT	Zeitreihe des mittleren Eintreffens des Maximums
MESA	Maximum-Entropie-Spektralanalyse
Mf	hydrogeologische Region „Mittelgebirge, vorwiegend aufgebaut aus schwach diagenetisch veränderten Festgesteinen“
Mk	hydrogeologische Region „Mittelgebirge, vorwiegend aufgebaut aus stark diagenetisch veränderten Festgesteinen“
Montecarlo-Simulation	wiederholte Simulation mit einem Modell, wobei die Werte der Modellparameter jeweils zufällig innerhalb eines erlaubten Wertebereichs variiert werden
N	Niederschlag
NAO	Nordatlantik-Oszillation
NAO-Index	Maß für die Stärke der Westwinddrift auf dem Nordatlantik, ermittelt als Differenz der Luftdruck-Anomalien zwischen den Azoren und Island
ND	Eintrittszeitpunkt des Minimalwerts im mittleren Jahresgang
NDT	Zeitreihe des mittleren Eintreffens des Minimums
NINO3 SST	Meerestemperatur (sea surface temperature) im Bereich NINO 3 des Pazifiks westlich von Südamerika
NW	Niedrigstwert
ORD KRIG	Ordinary Kriging, geostatistisches Interpolationsverfahren
QS	Quellschüttung, Quellschüttungsmessstelle
REGNIE	Regionalisierung von Niederschlagshöhen, eine vom DWD angewendete Methode zur Erzeugung von Niederschlagsrasterdaten
RHO	Korrelationskoeffizient für zirkular-lineare Regression
RP	Rheinland-Pfalz
RW	Rechtswert (geographische Koordinaten)
SARIMAX-Modelle	Erweiterung von ARIMA-Modellen um exogene Variablen (X) und einen saisonalen Teil (S)
SNOW-K	Schneemodell des DWD
SRTM	Shuttle Radar Topography Mission
ÜB	Überschuss
USGS	U.S. Geological Survey
V	Verdunstung
Wasserdargebot	tägliche Gesamtwassermenge aus Regen und geschmolzenem Schnee



Wavelet	mathematische Funktion mit einer wellenähnlichen Oszillation, deren Amplitude mit 0 beginnt, ansteigt und dann wieder auf 0 abfällt ("kleine Welle"), dient zur Untersuchung der in einer gegebenen Zeitreihe enthaltenen Frequenzbestandteile
Wavelet-Powerspektrum	Abbildung, in der die Güte der Übereinstimmung eines skalierten Wavelets mit der untersuchten Zeitreihe abhängig von der Zeit (x-Achse) und der Periodizität (y-Achse) dargestellt wird
z-Transformation	Normierung einer Zeitreihe auf den Mittelwert 0 und die Standardabweichung 1



Digitaler Anhang (CD)

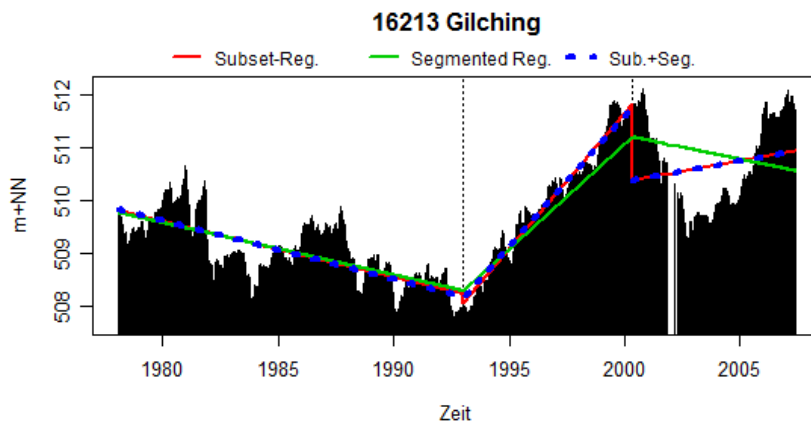
Das KLIWA-Heft 16 "Langzeitverhalten von Grundwasserständen, Quellschüttungen und grundwasserbürtigen Abflüssen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz" beschreibt die durchgeführten statistischen Auswertungen auf Basis von 127 Messstellen-Zeitreihen, ergänzt durch Auswertungen des grundwasserbürtigen Abflussanteils (Basisabfluss) an 96 Pegeln sowie Auswertungen von exogenen Zeitreihen zur Aufdeckung von statistischen Zusammenhängen mit den Grundwasserzeitreihen.

Die Ergebnisse werden im Heft nur exemplarisch in einer stark komprimierten Version dargestellt. Der vorliegende digitale Anhang ergänzt das Heft durch Ergebnisgrafiken für alle untersuchten Messstellen und Pegel sowie aus Platzgründen im Heft nicht dargestellte Auswertungen von Monatswerten der exogenen Zeitreihen.

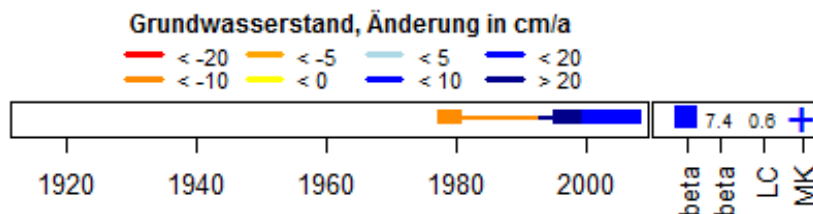
Im Einzelnen umfasst der digitale Anhang neben einer ausführlichen Beschreibung des eingesetzten Schneemodells die folgenden Auswertungen:

Grundwasserstand / Quellschüttung

Zeitreihensegmentierung, globale und abschnittsweise Regression

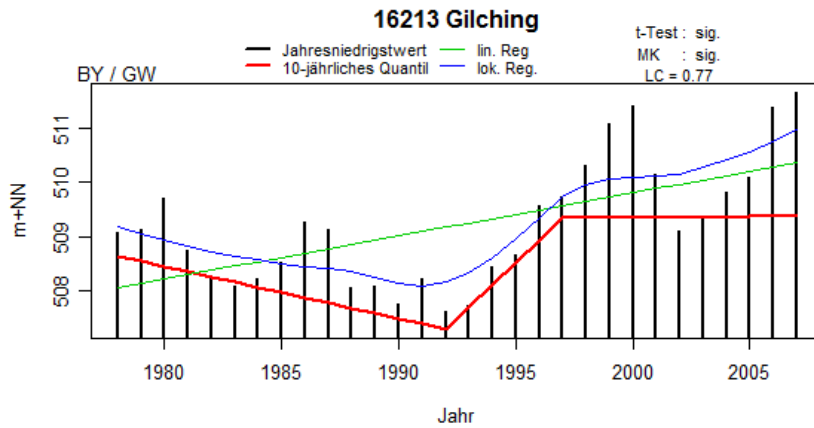


Trenduntersuchung des mittleren Verhaltens

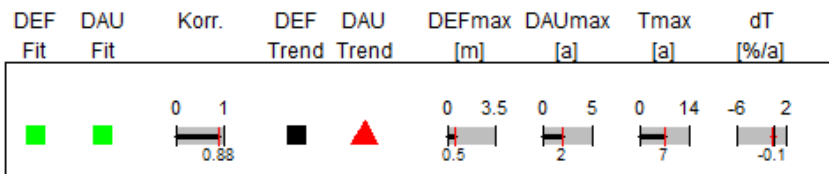




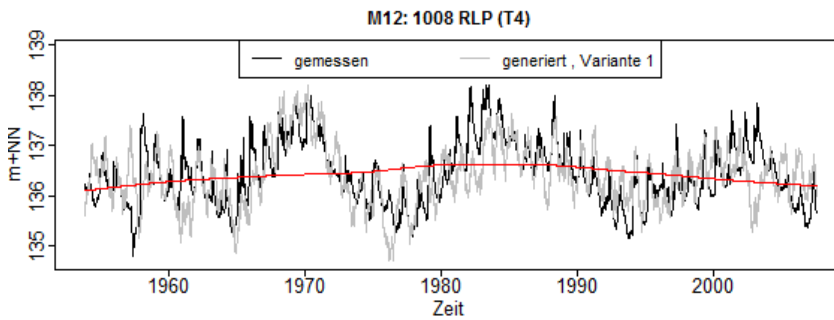
Extremwertsegmentierung, globale und abschnittsweise Regression



Partielle Defizite und Defizitdauern

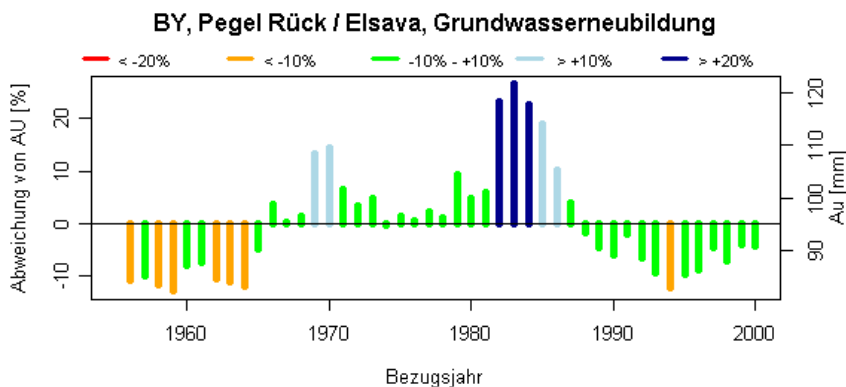


SARIMAX-Modelle



Basisabfluss am Pegel

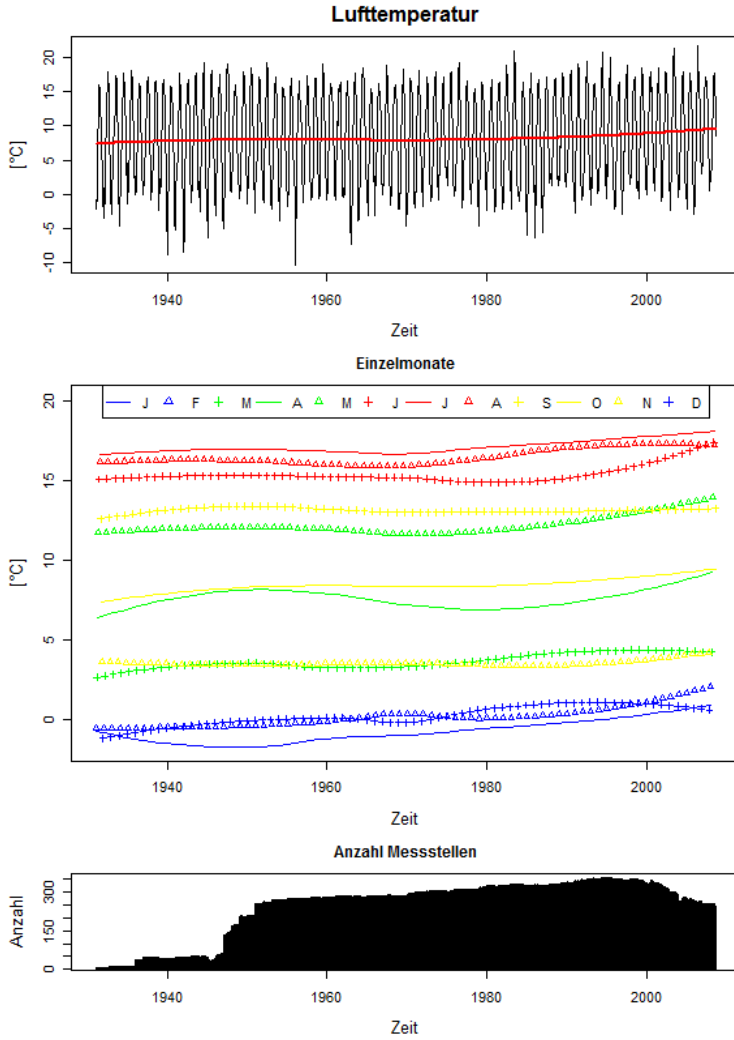
Abweichung des gleitenden 11-Jahres-Mittels



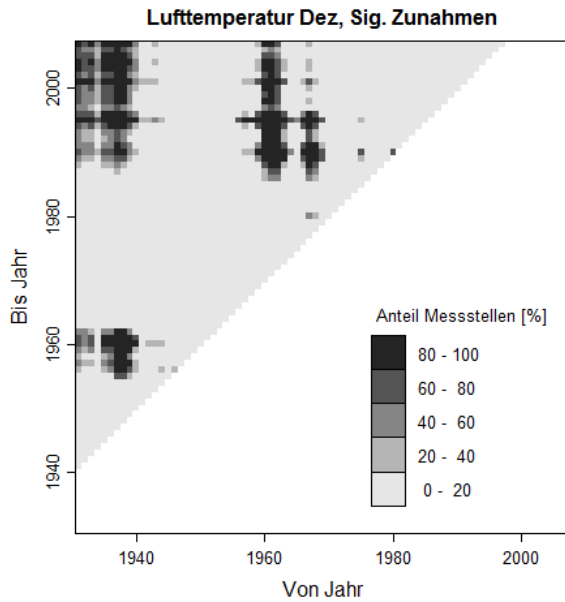


Exogene Zeitreihen / Klimazeitreihen

Lokale Trends



Trenddreiecke







Bisher erschienene KLIWA-Berichte

Herausgeber: Arbeitskreis KLIWA

(Landesanstalt für Umwelt, Messungen und Naturschutz Baden-Württemberg;

Bayerisches Landesamt für Umwelt;

Landesamt für Umwelt, Wasserwirtschaft und Gewerbeaufsicht Rheinland-Pfalz
und Deutscher Wetterdienst)

- Heft 1: Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft,
Fachvorträge beim KLIWA-Symposium am 29. und 30.11.2000 in Karlsruhe,
278 S., ISBN 3-88251-279-2, Karlsruhe 2001.
- Heft 2: Langzeitverhalten der Hochwasserabflüsse in Baden-Württemberg und Bayern,
98 S., ISBN 3-88251-284-9, Karlsruhe 2002.
- Heft 3: Langzeitverhalten der mittleren Abflüsse in Baden-Württemberg und Bayern,
93 S., ISBN 3-88251-286-5, Karlsruhe 2003.
- Heft 4: Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft,
Fachvorträge beim 2. KLIWA-Symposium am 03. und 04.05.2004 in Würzburg,
249 S., ISBN 3-937911-16-2, München 2004.
- Heft 5: Langzeitverhalten der Lufttemperatur in Baden-Württemberg und Bayern,
76 S., ISBN 3-937911-17-0, München 2005.
- Heft 6: Langzeitverhalten der Schneedecke in Baden-Württemberg und Bayern,
88 S., ISBN 3-937911-18-9, München 2005.
- Heft 7: Langzeitverhalten des Gebietsniederschlags in Baden-Württemberg und Bayern,
160 S., ISBN 3-937911-19-7, München 2005.
- Heft 8: Langzeitverhalten der Starkniederschläge in Baden-Württemberg und Bayern,
93 S., ISBN 3-88148-412-4, Offenbach 2006.
- Heft 9: Regionale Klimaszenarien für Süddeutschland – Abschätzung der Auswirkungen auf
den Wasserhaushalt,
100 S., ISBN 3-88251-305-5, Karlsruhe 2006.
- Heft 10: Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft,
Fachvorträge beim 3. KLIWA-Symposium am 25. und 26.10.2006 in Stuttgart,
256 S., ISBN 978-3-88251-325-7, Karlsruhe 2007.



Heft 11: Zum Einfluss des Klimas auf den Bodensee,
99 S., ISBN 978-3-88251-326-4, Karlsruhe 2007.

Heft 12: Langzeitverhalten von Sonnenscheindauer und Globalstrahlung sowie von
Verdunstung und klimatischer Wasserbilanz in Baden-Württemberg und Bayern,
147 S., ISBN 978-3-88148-429-9, Offenbach 2008.

Heft 13: Modellunterstützte Untersuchungen zum Einfluss des Klimas auf den Bodensee,
128 S., ISBN 978-3-88251-345-5, Karlsruhe 2009.

Heft 14: Auswirkungen des Klimawandels auf Niedrigwasserverhältnisse in Baden-
Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz,
114 S., ISBN 978-3-88251-346-2, Karlsruhe 2009.

Heft 15: Klimaveränderung und Konsequenzen für die Wasserwirtschaft,
Fachvorträge beim 4. KLIWA-Symposium am 3. und 4.12.2009 in Mainz,
312 S., ISBN 978-3-933123-20-6, Mainz 2010.

Weitere aktuelle Informationen zu Projektergebnissen finden Sie unter unserer Internetseite:

<http://www.kliwa.de>