

Ingenieur fakultät Bau Geo Umwelt

Statistische Auswertung von Grundwasserdaten zur Festlegung von Bemessungswasserständen von Bauwerken am Beispiel der Münchner Schotterebene

Benedikt Lypp

Vollständiger Abdruck der von der  
Ingenieur fakultät Bau Geo Umwelt  
der Technischen Universität München zur Erlangung des akademischen Grades  
eines Doktor-Ingenieurs  
genehmigten Dissertation.

Vorsitzender: Prof. Dr. rer. nat. Florian Einsiedl

Prüfende der Dissertation:

1. Prof. Dr.-Ing. Roberto Cudmani
2. Prof. Dr.-Ing. Markus Disse
3. Prof. Dr. Joachim Rohn

Die Dissertation wurde am 23.10.2020 bei der Technischen Universität München  
eingereicht und durch die Ingenieur fakultät Bau Geo Umwelt am 08.04.2021 angenommen.

TECHNISCHE UNIVERSITÄT MÜNCHEN

Lehrstuhl und Prüfamnt für  
Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau

Statistische Auswertung von Grundwasserdaten  
zur Festlegung von Bemessungswasserständen von Bauwerken  
am Beispiel der Münchener Schotterebene

Benedikt Lypp

## Vorwort

Die Planung und Herstellung von Bauwerken, die ins Grundwasser einbinden, erfordert eine detaillierte Betrachtung der Wechselwirkung mit dem Grundwasser. Einerseits können Bauwerke temporäre und langfristige Änderungen des Grundwasserdrucks, der Grundwasserströmung, des Grundwasserstands sowie des Wasserchemismus bewirken. Andererseits kann das Grundwasser die Herstellung maßgebend beeinflussen und die Bauwerke auf verschiedene Weise beanspruchen. Daher erfolgt die Planung und Herstellung von Bauwerken auf der Grundlage temporärer und langfristiger Bemessungswasserstände, die die technische Komplexität und die Kosten der Herstellung sowie die Auslegung der Bauwerke, z.B. Wasserdichtigkeit und Auftriebssicherheit, entscheidend beeinflussen können. Verlässliche Prognosen der zu erwartenden Extremgrundwasserstände sind daher unentbehrlich, um sicher, jedoch auch wirtschaftlich, nachhaltig und ressourcenschonend zu bauen.

Der Bemessungswasserstand für einen Standort wird üblicherweise aus der empirischen Auswertung von Ganglinien umliegender Grundwassermessstellen bestimmt. Üblicherweise werden Wiederkehrintervalle zwischen 10 und 20 Jahren für den Bauzustand und zwischen 100 und 200 Jahren für den Endzustand zugrunde gelegt. Da insbesondere für den Endzustand die Messreihen selten in ausreichender Länge vorliegen, ist die Anwendung statistischer Verfahren für die Prognose von Grundwasserständen und die Bewertung von Unsicherheiten unentbehrlich. In diesem Zusammenhang untersucht Benedikt Lypp am Beispiel der Münchner Schotterebene die Übertragbarkeit von der in der Hydrologie etablierten Extremwertstatistik auf die Prognose von Bemessungsgrundwasserständen.

Durch die sorgfältige Analyse vorliegender Grundwassermessreihen zeigt Benedikt Lypp zuerst die Defizite und Grenzen bereits existierender Verfahren der Grundwasserstandprognose auf und begründet damit den Forschungsbedarf. Er führt dann Extremwertanalysen von Grundwassermessreihen durch und entwickelt eine umfassendere Vorgehensweise zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen unter Annahme stationärer sowie instationärer Bedingungen. Mit hohem Programmierungs-, Rechen- und Auswertungsaufwand bewertet er dabei die Eignung zahlreicher Verfahren und Verteilungsfunktionen der Statistik für die Auswertung von Grundwassermessreihen. Die Doktorarbeit beinhaltet nur einen Bruchteil der tatsächlich durchgeführten Analysen. Zur Validierung des neuen Verfahrens werden reale, aber auch synthetische Grundwasserreihen herangezogen, die mit einem großräumigen Grundwassermodell mittels Monte Carlo-Simulationen generiert werden. Durch akribische Analyse und Auswertung langer Messreihen zeigt er, dass Messreihen von mindestens 20 bis 25 Jahren erforderlich sind, um zuverlässige Prognosen zu erzielen, und dass bei der Berücksichtigung anthropogener Einflüsse sowie der Auswirkungen des Klimawandels vorliegende Verfahren, aber auch die eigene Vorgehensweise an die Anwendungsgrenzen stoßen.

Durch seine anwendungsorientierte Forschung und die Erkenntnisse der Arbeit hat Benedikt Lypp nicht nur zu einer Verbesserung des Stands des Wissens zur Anwendung statistischer Methoden für die Auswertung von Grundwassermessreihen beigetragen, sondern auch ein wissenschaftlich fundiertes, in der Praxis umsetzbares Verfahren für die Prognose von Bemessungswasserständen in der Münchner Schotterebene zur Verfügung gestellt. Dass einige Themen, z.B. in Zusammenhang mit der Prognose von Grundwasserständen mittels Monte Carlo-Simulationen und der Übertragbarkeit des vorgeschlagenen Verfahrens auf andere hydrogeologische Systeme, nicht abschließend geklärt werden konnten, verdeutlicht die Komplexität der Fragestellung und den noch bestehenden Forschungsbedarf.

Prof. Dr.-Ing. Roberto Cudmani

## **Kurzzusammenfassung**

Gemäß Eurocode 7 (2010) sollen Grundwasseruntersuchungen Aufschluss darüber geben, welche extremen Grundwasserstände und jährlichen Auftretenswahrscheinlichkeiten von Grundwasserständen im Umfeld einer Baumaßnahme zu erwarten sind. Diese Angaben sind beispielsweise für die Planung von Wasserhaltungsmaßnahmen oder für die Berechnung des zu erwartenden Wasserdrucks auf ein Gebäude notwendig. Zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen werden zumeist Grundwassergleichenkarten herangezogen, denen ein Sicherheitszuschlag addiert wird, oder es werden Grundwasserganglinien visuell ausgewertet. Extremwertstatistische Verfahren werden hierfür hingegen bislang nur gelegentlich angewendet. Dementsprechend gering sind die Erfahrungswerte bei der Anwendung entsprechender Methoden auf Grundwasserstände. In der vorliegenden Arbeit wurden umfangreiche Untersuchungen durchgeführt, um festzustellen, welche Herangehensweisen für die Auswertung von Grundwasserstandsdaten geeignet sind. Dies umfasst auch Methoden zur Berücksichtigung von instationären Grundwasserverhältnissen und anthropogener Beeinflussung. Die Ergebnisse zeigen u.a., dass die Peaks-over-Threshold-Methode unzuverlässigere Ergebnisse liefert als die Block-Maxima-Methode und dass die auszuwertenden Grundwasserstandsmessreihen eine Länge von mindestens 20 bis 25 Jahren aufweisen sollten. Lücken in Zeitreihen konnten mit dem Wiener-Mehrkanalfilter und Transferfunktionen erfolgreich aufgefüllt werden, um so die auswertbaren Datensätze zu vergrößern. Anhand von Untersuchungen mit einem numerischen Grundwassermodell konnte zudem gezeigt werden, dass die Verallgemeinerte Extremwert-, die Weibull-, die Pearson-III- sowie die Kappa-Verteilung für das untersuchte Modellgebiet die vertrauenswürdigsten Ergebnisse lieferten. Aufbauend auf den Ergebnissen der durchgeführten Untersuchungen wurde ein detaillierter Workflow entwickelt, um anhand einer statistischen Auswertung von Grundwasserstandsdaten die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen zu ermöglichen.

## **Abstract**

According to Eurocode 7 (2010), groundwater investigations shall provide information on possible extreme values and annual probabilities of exceedance of the groundwater levels in a construction field. This information is, for example, necessary for the planning of a groundwater lowering during construction or the calculation of the expected hydrostatic pressure on a building. Design groundwater levels are mostly derived from groundwater contour maps with an added safety margin or are visually estimated from groundwater hydrographs. Extreme value statistics on the contrary has only occasionally been applied to groundwater level data to address these aspects. Thus, little experience regarding the use of methods of extreme value analysis on groundwater level data exists. In the present work, extensive investigations have been conducted to determine which approaches are suitable for groundwater level data, including methods for cases with non-stationary conditions or anthropogenic influence. Amongst other aspects, the results show that the Peaks-Over-Threshold method yields less reliable return levels compared to the Block-Maxima approach and that the length of the analyzed time series should be at least 20 to 25 years. As well, gaps in the time series data were successfully filled using the multichannel Wiener filter and transfer function models to extend the available data for examination. By the application of a numerical groundwater model in combination with the analyses of measured groundwater hydrographs, it could be shown that the most reliable results for the study area were obtained with the GEV, Weibull, Pearson III, and Kappa distribution. Building upon the findings of the examinations, a workflow for the statistical analysis of groundwater data was eventually developed providing detailed instructions on how to analyze groundwater level data to infer design groundwater levels.

**Inhaltsverzeichnis**

1	Einleitung .....	1
2	Problemstellung, Zielsetzung und Vorgehensweise .....	3
2.1	Problemstellung .....	3
2.2	Zielsetzung der Arbeit .....	4
2.3	Vorgehensweise und Überblick .....	5
3	Projektgebiet „Münchner Schotterebene“ .....	7
3.1	Geographie und Morphologie der Münchner Schotterebene .....	7
3.2	Geologie der Münchner Schotterebene .....	8
3.2.1	Geologische und hydrogeologische Untersuchungen .....	8
3.2.2	Paläogeographische und stratigraphische Entwicklung .....	8
3.2.3	Quartär der Münchner Schotterebene .....	12
3.3	Hydrogeologie der Münchner Schotterebene .....	15
3.3.1	Allgemeine hydrogeologische Verhältnisse .....	15
3.3.2	Tertiärer Grundwasserleiter .....	15
3.3.3	Quartärer Grundwasserleiter .....	15
3.4	Hydrologie der Münchner Schotterebene .....	18
3.4.1	Fließgewässer .....	18
3.4.2	Stehende Gewässer .....	19
3.4.3	Niederschlag .....	19
4	Einflussfaktoren auf den Grundwasserspiegel .....	20
4.1	Einflussfaktoren .....	20
4.2	Niederschlag und Grundwasserneubildung .....	20
4.2.1	Definitionen .....	20
4.2.2	Ermittlung der Grundwasserneubildung .....	20
4.2.3	Grundwasserneubildung im Bereich der Münchner Schotterebene .....	20
4.2.4	Grundwasseranstiege aufgrund von Niederschlagsereignissen .....	22
4.3	Oberflächengewässer .....	26
4.3.1	Fließgewässer .....	26
4.3.2	Stehende Gewässer .....	27
4.4	Unterirdische Zuflüsse .....	28
4.5	Quellaustritte .....	29
4.6	Anthropogene Beeinflussung der Grundwasserverhältnisse .....	29
4.6.1	Grundlagen .....	29

---

4.6.2	Grundwasserentnahmen .....	30
4.6.3	Oberflächenversiegelung und Niederschlagsversickerung.....	30
4.6.4	Bauwerke im Grundwasser.....	30
4.6.5	Unterirdische Kanalisation .....	31
4.6.6	Oberirdische Gräben und Kanäle .....	31
4.6.7	Wasserbauliche Maßnahmen .....	32
4.6.8	Bewertung der anthropogenen Beeinflussung.....	32
4.7	Zusammenfassung der Einflussfaktoren.....	33
5	Grundlagen der Zeitreihenanalyse.....	33
5.1	Grundlagen .....	33
5.2	Stationarität, Instationarität, Heteroskedastizität und Trend .....	34
5.2.1	Grundbegriffe.....	34
5.2.2	Trendtests.....	34
5.2.3	Einordnung von Trends .....	36
5.2.4	Bewertung der Trendtests und der Verfahren zur Einordnung von Trends .....	37
5.2.5	Möglichkeiten der Trendbereinigung .....	37
5.3	Zeitreihenmodelle .....	38
5.3.1	Stationäre Modelle: AR, MA und ARMA .....	38
5.3.2	Instationäre Modelle: ARIMA .....	39
5.3.3	Saisonale Modelle: SARIMA.....	39
5.3.4	Bedingt heteroskedastische Modelle: ARCH/GARCH .....	40
5.3.5	Prozesse mit langem Gedächtnis: ARFIMA .....	41
5.4	Zusammenfassung und Bewertung .....	41
6	Grundlagen der Extremwertstatistik .....	42
6.1	Visuelle Auswertung von Ganglinien und Methoden der deskriptiven Statistik .....	42
6.2	Stationäre Extremwertanalyse .....	42
6.2.1	Grundlagen der stationären Extremwertanalyse .....	42
6.2.2	Blockgröße und Schwellenwert .....	43
6.2.3	Verteilungsfunktionen .....	45
6.2.4	Parameterschätzmethoden.....	49
6.2.5	Anpassungstests und graphische Verfahren .....	52
6.2.6	Bestimmung von Konfidenzintervallen.....	55
6.3	Instationäre Extremwertanalyse.....	57
6.3.1	Grundlagen der instationären Extremwertanalyse.....	57
6.3.2	Blockgröße und Schwellenwert .....	57

6.3.3	Verteilungsfunktionen .....	57
6.3.4	Parameterschätzverfahren .....	57
6.3.5	Anpassungstests .....	57
6.4	Zusammenfassung und Bewertung .....	58
7	Statistische Verfahren zur Quantifizierung von Beeinflussungen von Grundwasserständen 59	
7.1	Transferfunktionen und ARMAX-Modelle .....	59
7.2	Wiener-Mehrkanal-Filter .....	60
7.2.1	Grundlagen des Wiener-Mehrkanal-Filters .....	60
7.2.2	Berechnungen für Tageswerte .....	61
7.3	Weitere Verfahren .....	61
8	Bestehende Verfahren zur Auswertung von Grundwasserständen .....	63
8.1	Vorgehensweise gemäß BWK (2009) .....	63
8.2	Vorgehensweise am Beispiel der Stadt München .....	63
8.2.1	Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes $HW_{End}$ .....	63
8.2.2	Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes $HW_{Bau}$ .....	65
8.3	Auswerteverfahren basierend auf der stationären Extremwertanalyse .....	66
8.3.1	Verfahren nach FANK & FUCHS (1999) .....	66
8.3.2	Verfahren nach VOGT ET AL. (2006) .....	66
8.3.3	Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011) für lokale Schätzung .....	68
8.3.4	Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011, 2015) für regionale Schätzung .....	69
8.3.5	Verfahren nach LALBAT ET AL. (2015) .....	70
8.3.6	Verfahren nach HAAF (2015) .....	70
8.4	Vergleich und Bewertung der Verfahren mit stationärer Auswertung .....	71
8.5	Auswerteverfahren basierend auf der instationären Extremwertanalyse .....	74
8.5.1	Hintergrund .....	74
8.5.2	Verfahren nach WILLEMS & STRICKER (2008/2009 in KLIWA 2011) .....	74
8.5.3	Verfahren nach MUDERSBACH & BENDER (2017) .....	74
8.6	Weitere statistische Verfahren .....	75
8.6.1	Verfahren nach BELKE (1974) .....	75
8.6.2	Verfahren nach SVENSSON (1984) .....	76
9	Neues Verfahren zur Auswertung von Grundwasserganglinien .....	78
9.1	Allgemeine Hinweise .....	78
9.2	Erläuterung des neuen Verfahrens und Vergleich mit bestehenden Verfahren .....	78
9.2.1	Überblick über die Arbeitsschritte .....	78

9.2.2	Verwendete Software .....	79
9.2.3	Arbeitsschritte 1 bis 4: Einlesen und visuelle Überprüfung der Daten .....	79
9.2.4	Arbeitsschritt 5: Trendanalyse und -bereinigung .....	83
9.2.5	Arbeitsschritt 6: Stationäre Extremwertanalyse mit der Block-Maxima-Methode .	85
9.2.6	Arbeitsschritt 7: Stationäre Extremwertanalyse mit der POT-Methode .....	104
9.2.7	Arbeitsschritt 8: Vergleich der Ergebnisse von BM und POT .....	112
9.2.8	Arbeitsschritt 9: Instationäre Extremwertanalyse.....	115
9.2.9	Arbeitsschritt 10: Berücksichtigung zusätzlicher Faktoren .....	117
9.2.10	Arbeitsschritt 11: Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände.....	125
9.3	Anwendungsbeispiele .....	125
9.3.1	Einzelfall stationäre Ganglinie: Messreihe Eglfing-Lehrer 265 B.....	125
9.3.2	Projektgebiet: Anbindung der Schleißheimer Straße an die Autobahn A99 .....	129
9.3.3	Einzelfall instationäre Ganglinie: Allach 289A .....	134
9.4	Zusammenfassung und Bewertung .....	136
10	Monte Carlo-Simulationen und synthetische Erzeugung der Eingangsdaten .....	137
10.1	Problemstellung .....	137
10.2	Grundlagen der Monte Carlo-Simulation .....	138
10.3	Verwendetes Grundwassermodellierungsprogramm.....	139
10.4	Stationäre Verhältnisse.....	139
10.4.1	Grundlagen der stationären Monte Carlo-Simulation .....	139
10.4.2	Latin Hypercube Sampling (LHS) .....	139
10.4.3	Parametervariation .....	139
10.4.4	Durchführung der stationären Monte Carlo-Simulation .....	141
10.5	Instationäre Verhältnisse .....	142
10.5.1	Grundlagen der instationären Monte Carlo-Simulation.....	142
10.5.2	Erzeugung von synthetischen Grundwasserganglinien.....	143
10.5.3	Erzeugung weiterer Eingangsdaten.....	146
10.5.4	Durchführung von instationären Monte Carlo-Simulationen .....	146
11	Anwendung der Monte Carlo-Simulation auf ein Grundwassermodell .....	149
11.1	Grundwassermodell .....	149
11.1.1	Geographischer und (hydro-)geologischer Überblick .....	149
11.1.2	Modellabmessungen.....	149
11.1.3	Randbedingungen .....	150
11.1.4	Modellkalibrierung.....	151
11.1.5	Unsicherheit des Modells.....	152

---

11.2	Stationäre Monte Carlo-Simulation .....	153
11.2.1	Erzeugung der Eingangsdaten .....	153
11.2.2	Durchführung der stationären Monte Carlo-Simulationen .....	154
11.2.3	Auswertung der Ergebnisse.....	154
11.3	Instationäre Monte Carlo-Simulation.....	155
11.3.1	Erzeugung der Eingangszeitreihen.....	155
11.3.2	Durchführung der instationären Monte Carlo-Simulationen.....	156
11.3.3	Auswertung der Ergebnisse.....	157
11.4	Extremwertstatistische Auswertungen und Vergleich der Ergebnisse .....	158
11.4.1	Extremwertstatistische Auswertungen der gemessenen Grundwasserstände ...	158
11.4.2	Extremwertstatistische Auswertungen der Ergebnisse der stationären MCS.....	158
11.4.3	Extremwertstatistische Auswertungen der Ergebnisse der instationären MCS..	161
11.4.4	Bewertung der Ergebnisse .....	164
12	Zusammenfassung und Bewertung der Untersuchungen .....	165
13	Ausblick .....	168

## 1 Einleitung

Bauvorhaben, die in das Grundwasser hineinreichen, beeinflussen das Grundwasser. Für ihre Errichtung wird von den zuständigen Behörden eine wasserrechtliche Erlaubnis gefordert (LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN 2010). Zu deren Beantragung werden je nach Größe des Bauvorhabens detaillierte Angaben zu den Grundwasserverhältnissen benötigt. Dies umfasst u.a. die Angabe von Bemessungswasserständen für die Bauzeit und für den Endzustand.

Für den Bemessungswasserstand für die Bauzeit  $HW_{\text{Bau}}$  wird üblicherweise ein Grundwasserstand angenommen, der in etwa alle 10 bis 20 Jahre auftritt. Er wird für die Auslegung des Verbaus bei wasserundurchlässigen Bauweisen oder für die Bemessung der Wasserhaltung bei wasserdurchlässigen Verbaumethoden herangezogen. Für die Bemessung von Bauwerken im Endzustand wird üblicherweise ein Grundwasserstand  $HW_{\text{End}}$  herangezogen. Bauwerke müssen bis zur Kote dieses Grundwasserstandes wasserdicht ausgeführt werden.

Bei der Wahl von Bemessungswasserständen kann die gewählte Grundwasserhöhe aus technischer und ökonomischer Sicht eine bedeutende Rolle spielen. Aufgrund der hohen hydraulischen Durchlässigkeit des quartären Untergrundes im Bereich der Münchner Schotterebene sind offene und geschlossene Wasserhaltungen nur mit vergleichsweise geringen Absenktiefen möglich. Absenkungen von über 1,0 m sind mit sehr hohen zu fördernden Grundwassermengen und folglich mit entsprechendem Aufwand zur Förderung, Weiterleitung und Wiederversickerung des Grundwassers verbunden. Verlässliche Aussagen zu den zu erwartenden Extremwasserständen tragen zur technischen und wirtschaftlichen Planung derartiger Wasserhaltungsmaßnahmen bei.

Die Festlegung des Bemessungsgrundwasserstands für die Bauzeit erfolgt üblicherweise über die Auswertung von Ganglinien umliegender Grundwassermessstellen. Anhand der Länge der Messreihen und einer Auszählung der Ganglinienpeaks kann darauf geschlossen werden, welcher Grundwasserstand in etwa alle 10 oder 20 Jahre zu erwarten ist. Für die Abschätzung des Bemessungsgrundwasserstands für den Endzustand wird in München zumeist auf den rekonstruierten Grundwasserstand vom Sommer 1940 zurückgegriffen, auf den üblicherweise ein Sicherheitszuschlag von 0,3 m addiert wird. Es wird in der Regel angenommen, dass der Grundwasserstand aus dem Jahr 1940 ein Wiederkehrintervall von 50 bis 200 Jahren aufweist. Allerdings wurde in den letzten Jahren mehrfach festgestellt und berichtet, dass der Grundwasserstand vom Sommer 1940 in Teilen des Münchner Stadtgebiets wiederholt erreicht wurde. Alternative Verfahren zur Festlegung eines statistisch gesicherten Bemessungswasserstandes für den Endzustand sind deshalb angebracht.

Neben den genannten einfachen Verfahren – Auszählung von Peaks, Betrachtung von vorhandenen Grundwasserisohypsenkarten – können Aussagen zur Auftretenswahrscheinlichkeit bestimmter Grundwasserstände auch mittels statistischer Verfahren getroffen werden. Im Gegensatz zur Hydrologie, in der Merkblätter für die Festlegung von Bemessungshochwasserständen vorliegen, gibt es jedoch für die statistische Untersuchung von Grundwasserständen kein entsprechendes Regelwerk (BWK 2009:18). Eine systematische Untersuchung zur Eignung der verschiedenen statistischen Analysen für die Auswertung von Grundwassermessreihen zur Festlegung von Bemessungswasserständen liegt somit nicht vor. Bei der Anwendung der statistischen Methoden hat sich vielmehr gezeigt, dass abhängig vom gewählten Verfahren mit signifikant unterschiedlichen Ergebnissen zu rechnen ist.

---

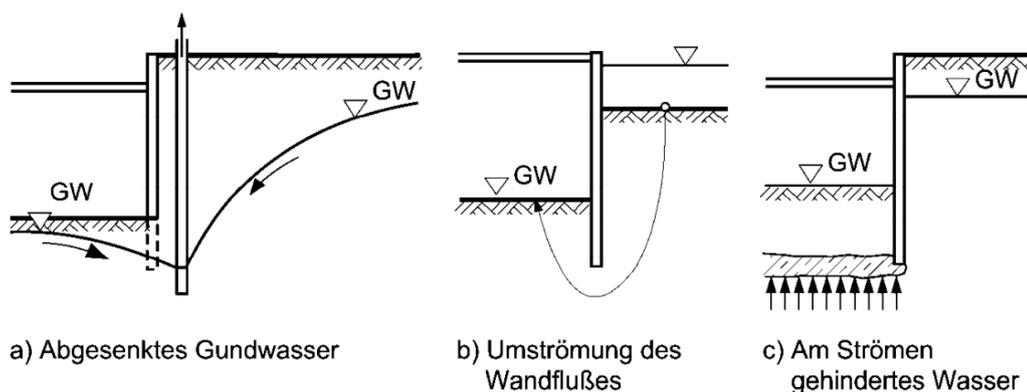
In der vorliegenden Arbeit wird ein statistisches Verfahren entwickelt, um Grundwasserstandsmessreihen im Hinblick auf die Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände  $HW_{\text{Bau}}$  und  $HW_{\text{End}}$  auszuwerten. Als Arbeitsgebiet dient hierfür die Münchner Schotterebene.

## 2 Problemstellung, Zielsetzung und Vorgehensweise

### 2.1 Problemstellung

Die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen für die Bauzeit und für den Endzustand erfolgt u.a. aus der Notwendigkeit, die Wasserhaltung während der Bauzeit zu dimensionieren und für die Nutzungsdauer des Bauwerks sicherzustellen, dass es standsicher und gebrauchstauglich ist. Bemessungsgrundwasserstände stellen somit eine wichtige Randbedingung bei der Planung von Gebäuden dar. Der Bemessungsgrundwasserstand wird nach BWK (2009:9) definiert als der „Grundwasserhöchststand, der sich witterungsbedingt einstellen kann. Bei der Ermittlung des Bemessungsgrundwasserstandes sind die dauerhaft verbindlich festgeschriebenen und die nicht dauerhaft verbindlich festgeschriebenen wasserwirtschaftlichen Maßnahmen zu unterscheiden und mit ihren Auswirkungen auf den Grundwasserstand zu berücksichtigen“. Üblicherweise werden im Raum München für den Bau- und den Endzustand unterschiedliche Bemessungswasserstände festgelegt. Auf den Bemessungswasserstand zur Bauzeit  $HW_{\text{Bau}}$  werden beispielsweise Baugrubenverbau und Wasserhaltung ausgelegt. Der Bemessungswasserstand für den Endzustand  $HW_{\text{End}}$  legt dagegen fest, bis zu welcher Höhe Bauwerke wasserdicht ausgeführt werden müssen und für welchen Wasserdruck ein Gebäude zu bemessen ist. Zudem kann insbesondere der  $HW_{\text{End}}$  ausschlaggebend dafür sein, ob eine Grundwasserüberleitung benötigt wird oder nicht.

Einen Überblick über die Einwirkungen von Grundwasser auf den Baugrubenverbau und den umliegenden Boden während der Bauzeit und daraus resultierende Gefährdungsbilder ist u.a. in den EMPFEHLUNGEN DES ARBEITSKREIS BAUGRUBEN (EAB 2012:173ff.) enthalten. Demnach können während der Bauzeit einerseits horizontale und vertikale Strömungskräfte auftreten (Abbildung 1, a und b), andererseits kann sich unter wasserundurchlässigen Schichten oder unter Dichtsohlen ein hydrostatischer Wasserdruck ausbilden, der im schlimmsten Fall zum Aufschwimmen der Sohle und des Gebäudes führen kann. Ein Beispiel für einen derartigen Schadensfall stellt der Schürmann-Bau in Bonn dar (EIBL ET AL. 2003). Des Weiteren sind nach EAB bei verstärkter Grundwasserströmung speziell in sandigen und schluffigen Böden Erosionsvorgängen im Boden zu beachten. Die Einwirkungen des Grundwassers auf den seitlichen Baugrubenverbau sind, insbesondere hinsichtlich Wasser- und Erddruck, bei der Planung zu berücksichtigen.



**Abbildung 1:** Einwirkungen des Grundwassers auf den Baugrubenverbau und den umliegenden Boden (ARBEITSKREIS BAUGRUBEN 2012:174)

Für die Bauzeit bedeutet dies, dass die möglichen Beeinflussungen durch das Grundwasser so beherrscht werden müssen, dass ein schädlicher Einfluss auf die Baugrube durch das Grundwasser ausgeschlossen werden kann. Die entsprechenden Grenzzustände der Tragfähigkeit (u.a. Nachweis gegen hydraulischen Grundbruch und Aufschwimmen) sind zu überprüfen. Für den Fall, dass der Bemessungsgrundwasserstand während der Bauzeit doch überschritten wird, sind Vorsorgemaßnahmen zu treffen, so dass eine Flutung der Baugrube möglich ist (EAB 2012:198).

SOMMER & ULLRICH (2013:351f.) fassen mögliche Gefährdungen von Bauwerken im Endzustand durch Grundwasser zusammen. Neben Schäden durch Durchfeuchtung der Bausubstanz bzw. Eindringen von Grundwasser ins Gebäude mit den damit verbundenen Schädigungen kann auch im Endzustand ein Aufschwimmen eines Gebäudes oder ein hydraulischer Grundbruch bei Erdbauwerken nicht ausgeschlossen werden. SOMMER & ULLRICH nennen hierzu das Beispiel einer Schulturnhalle in Dresden, die während des dortigen Grundhochwassers 2002 durch Aufschwimmen stark beschädigt wurde.

## 2.2 Zielsetzung der Arbeit

Im Rahmen praktischer Fragestellungen wurden am Prüfamts für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München langjährige Grundwassermessreihen mit bestehenden statistischen Verfahren zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen ausgewertet. Hierbei stellte sich eine deutliche Abhängigkeit der Ergebnisse von dem jeweiligen Verfahren heraus, so dass eine gesicherte Angabe von Grundwasserständen für bestimmte Wiederkehrintervalle aufbauend auf diesen Auswertungen nicht immer eindeutig getroffen werden konnte. Es konnte dabei auch nicht immer eindeutig geklärt werden, welches Verfahren vertrauenswürdige Ergebnisse liefert und welche Ergebnisse verworfen werden müssen. Bei der Bearbeitung ergaben sich zudem Fragen zum Einfluss des Bauvorhabens selbst auf die Festlegung von Bemessungswasserständen. Die Größe und Dauer eines Bauvorhabens wird bislang genauso wenig bei der Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände berücksichtigt wie der Ausführungszeitraum. Während einfache Auswertungen zum jahreszeitlichen Auftreten von hohen Grundwasserständen im Rahmen von praktischen Fragestellungen ergaben, dass zu jeder Zeit mit hohen Ständen zu rechnen ist, wurden bisher die Größe des Bauvorhabens und die Dauer der Maßnahme bei der Festlegung der Bemessungswasserstände nicht betrachtet. Dabei hängt die Wahrscheinlichkeit, dass hohe Grundwasserstände auftreten, maßgeblich davon ab, wie lange eine Baugrube nicht auftriebssicher ist. Aus diesen und weiteren Fragestellungen ergibt sich die Zielsetzung der vorliegenden Arbeit, die wie folgt zusammengefasst wird:

- Bei der Untersuchung und Anwendung bestehender Verfahren zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen basierend auf statistischen Methoden wurden verschiedene Stärken und Schwächen der einzelnen Verfahren identifiziert. Es soll ein neues Vorgehen entwickelt werden, das die Vorteile der bestehenden Verfahren kombiniert und die Nachteile minimiert.
- Die bei den bestehenden Verfahren getroffenen, aber nicht belegten Annahmen sollen genauer untersucht und deren Einfluss bei der Auswertung von Grundwasserstandsdaten bewertet werden.
- Neben den bestehenden Stärken werden zusätzliche Auswertungen implementiert, um beispielsweise Messreihenlücken zu füllen oder instationäre Auswertungen vornehmen zu können.

- Zusätzlich zu den Ergebnissen der extremwertstatistischen Auswertungen sollen weitere Faktoren wie die Bauzeit bei der Festlegung von  $HW_{\text{Bau}}$  berücksichtigt werden.
- Die Höhe der Bemessungsgrundwasserstände hängt maßgeblich von der gewählten Verteilungsfunktion ab. Anhand von gemessenen und von synthetisch erzeugten Grundwasserstandsdaten sind geeignete Verteilungsfunktionen für die Auswertung zu identifizieren.

### 2.3 Vorgehensweise und Überblick

Eine große Zahl der praktischen Fragestellungen, die am Prüfamts für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München behandelt werden, und insbesondere jene, bei denen statistische Untersuchungen zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen durchgeführt wurden, liegt im Bereich der Münchner Schotterebene. Entsprechend wurde die Münchner Schotterebene als Untersuchungsgebiet für die Auswertung von Grundwasserdaten gewählt. Die topographischen, geologischen und hydrogeologischen Gegebenheiten werden in Abschnitt 3 dargestellt.

Die Grundwasserstände werden sowohl von natürlichen als auch anthropogenen Faktoren beeinflusst. Erstere umfassen u.a. die Versickerung von Niederschlägen, In- und Exfiltration von Oberflächengewässern und Quellaustritte. Grundwasserentnahmen, ins Grundwasser reichende Bauwerke oder Oberflächenversiegelung wiederum stellen anthropogene Beeinflussungen dar. In Abschnitt 4 werden die einzelnen Einflussfaktoren anhand einer Literaturrecherche genauer beleuchtet. Soweit möglich wurden ihre Auswirkungen im Bereich der Münchner Schotterebene nicht nur qualitativ, sondern quantitativ betrachtet. Angesichts der vielfach geringen vorhandenen Datendichte war dies jedoch nur teilweise möglich.

Die Grundlagen der im Rahmen dieser Arbeit angewendeten statistischen Methoden werden in Abschnitt 5 bis Abschnitt 7 erläutert. Dies umfasst insbesondere Methoden der Zeitreihenanalyse und der Extremwertstatistik. Zeitreihenanalyseverfahren und -modelle werden im Rahmen dieser Arbeit zur Bewertung von Grundwassermessreihen und zur künstlichen Erzeugung von Messreihen angewendet. Die Extremwertstatistik wiederum bildet die Grundlage für die Auswertungen der Grundwasserstandsmessreihen und die Ermittlung der Bemessungsgrundwasserstände. Des Weiteren werden mit dem Wiener-Mehrkanal-Filter und Transferfunktionsmodellen noch Verfahren vorgestellt, die einerseits zur Identifikation anthropogener Beeinflussung und andererseits zum Auffüllen von Lücken in Zeitreihen geeignet sind.

In Abschnitt 8 ist ein Überblick über die bislang üblicherweise angewendeten Vorgehensweisen zur Abschätzung von Bemessungsgrundwasserständen dargestellt. Des Weiteren werden vorhandene Methoden zur statistischen Auswertung von Grundwasserständen auf Basis der Extremwertstatistik vorgestellt. In Abschnitt 9 wird schrittweise ein neues Verfahren zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen erläutert, das auf statistischen Auswertungen von Grundwasserständen beruht und neben den Grundwasserständen auch zusätzliche Parameter berücksichtigt. Die Auswirkungen einzelner Methoden (z.B. zur Bestimmung von Konfidenzintervallen) und Faktoren (z.B. Messreihenlänge), die die Ergebnisse der statistischen Auswertungen beeinflussen, werden hierbei gesondert untersucht und bewertet. Die zusätzlichen Parameter umfassen insbesondere die Bauzeit und den Ausführungszeitraum.

Zur Auswertung von Grundwassermessreihen im Untersuchungsgebiet mit dem in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahren standen neben Daten, die zur Bearbeitung diverser praktischer Fragestellungen am Prüfamts erhalten worden waren, auch Daten langjähriger Messreihen zur Verfügung. So bietet u.a. der Gewässerkundliche Dienst des Bayerischen Landesamtes für Umwelt hierzu den kostenfreien Download entsprechender Daten an. Diese Daten eignen sich zwar

grundsätzlich zur statistischen Analyse und zur Untersuchung entsprechender Methoden. Hinsichtlich der Überprüfung statistischer Auswertemethoden solcher Messreihen bestehen jedoch insbesondere zwei Nachteile. Zum einen sind die vorhandenen Messreihen fast ausnahmslos deutlich kürzer als die Wiederkehrintervalle, zu denen Aussagen getroffen werden sollen. Die längste Messreihe beträgt zwar etwas über 100 Jahre (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2015), meistens stehen jedoch deutlich kürzere Messreihen zur Verfügung. Zum anderen liegen in der Regel nur für einen vergleichsweise kurzen Zeitraum tägliche Messreihen vor, so dass weitere Annahmen für die Grundwasserhöchststände getroffen werden müssen, die mit großer Wahrscheinlichkeit bei wöchentlichen oder 14-tägigen Messungen nicht erfasst wurden. Des Weiteren liegen üblicherweise keine Informationen vor, ob die Messreihen beispielsweise durch Grundwasserabsenkungen oder Versickerungsanlagen beeinflusst wurden. Um diese Nachteile zu umgehen, wurden Workflows und Skripte zur Durchführung von stationären und instationären Monte Carlo-Simulationen mit dem Grundwassermodellierungsprogramm FEFLOW und der Software PEST entwickelt, bei denen die Grundwasserstände an den Modellrändern sowie niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege im Modellgebiet variiert werden können. Die Grundlagen dieser Auswerteverfahren sind in Abschnitt 10 erläutert.

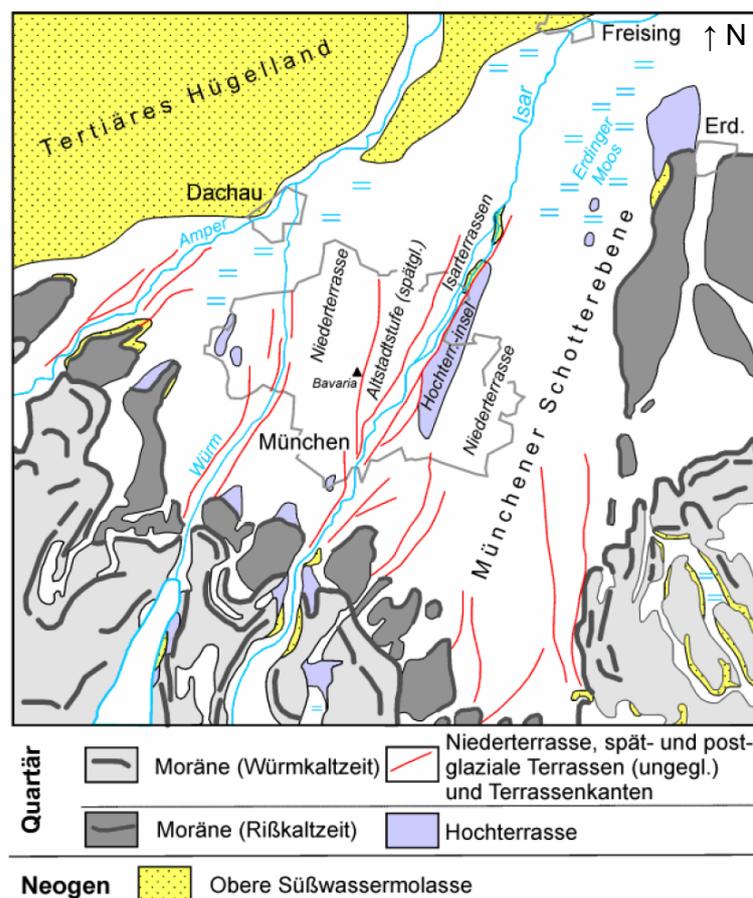
Mittels eines Grundwassermodells wurden für definierte Beobachtungspunkte aufbauend auf dem in Abschnitt 10 entwickelten Vorgehen umfangreiche Datensätze an Einzelwerten im stationären Fall bzw. künstliche langjährige Messreihen im instationären Fall erzeugt, indem eine Vielzahl an Modellläufen mit unterschiedlichen Werten bzw. Zeitreihen für die Grundwasserstände an den Modellrändern und für die niederschlagsbedingten Grundwasseranstiege durchgeführt wurden. Die durch eine Vielzahl an Berechnungen erzeugten künstlichen Grundwassermessreihen dienen, wie die tatsächlich gemessenen Messreihen, als Ausgangsdaten für die statistischen Analysen. Wie bereits genannt liegt der Vorteil der künstlichen Messreihen zum einen darin, dass anthropogene Einflüsse ausgeschlossen werden können. Zum anderen können die Ergebnisse der statistischen Auswertungen mit einfachen Auswerteverfahren verglichen werden. Entsprechend dem Gesetz der großen Zahlen kann davon ausgegangen werden, dass sich bei einer ausreichenden Zahl an Modellläufen repräsentative Werte für die Grundwasserstände ergeben. Die Ergebnisse wurden dann mit den Ergebnissen der statistischen Analysen verglichen, um letztere zu bewerten. Das Grundwassermodell sowie die Ergebnisse der Berechnungen werden in Abschnitt 11 dargestellt.

In Abschnitt 12 werden die Ergebnisse der Arbeit in ihrer Gänze zusammengefasst und bewertet. Abschließend gibt Abschnitt 13 einen Ausblick auf eine mögliche Fortführung der Arbeit.

### 3 Projektgebiet „Münchner Schotterebene“

#### 3.1 Geographie und Morphologie der Münchner Schotterebene

Als Münchner Schotterebene wird eine Fläche bezeichnet, die sich um die bayerische Landeshauptstadt München erstreckt und die oberflächennah aus Ablagerungen von Schmelzwasserkiesen besteht, welche während und nach den Eiszeiten des Quartärs sedimentiert wurden. Die Münchner Schotterebene wird im Süden, Südwesten und Osten von Moränenablagerungen aus der Riss- und Würmeiszeit begrenzt. Im Nordwesten und Norden reicht die Schotterebene bis an das Tertiäre Hügelland (Abbildung 2). Die Länge der Münchner Schotterebene beträgt ca. 50 km, die Breite ca. 40 km (DOHR & GRUBAN 1999:10).



**Abbildung 2:** Vereinfachte geologische Karte der Münchner Schotterebene (BAUER ET AL. 2005:84). Breite des Ausschnitts ca. 50 km.

Die Münchner Schotterebene stellt eine flache, gering nach Norden bis Nordosten geneigte Ebene mit einer nur gering ausgeprägten Topographie dar. SCHIRM (1968:5) gibt für die Münchner Schotterebene ein mittleres Gefälle von 5 ‰ an. Nach DOHR & GRUBAN (1999:10) beträgt das Gefälle der Schotterebene im Süden ca. 12 ‰, im Bereich der Landeshauptstadt München ca. 4 ‰ bis 5 ‰ und im Norden bei Freising ca. 2 ‰.

Deutliche Höhenversätze treten lediglich im Bereich der durch die Ebene verlaufenden Flüsse auf. Insbesondere die Isar weist ein teilweise tief in die Schotterebene eingeschnittenes Tal auf.

Des Weiteren können im östlichen Teil der Münchner Schotterebene mehrere spätglazial angelegte Täler angetroffen werden, das Gleißental, der Teufelsgraben und das Grub-Harthausener Tal (SCHIRM 1968:5).

## **3.2 Geologie der Münchner Schotterebene**

### **3.2.1 Geologische und hydrogeologische Untersuchungen**

Erste geologische Untersuchungen der Geologie von München und der Münchner Schotterebene stammen aus der zweiten Hälfte des 19. Jahrhunderts (SCHIRM 1968:2). V. AMMON veröffentlichte 1894 (in SCHIRM 1968:2) die erste geologische Karte der Münchner Schotterebene. Die Unterscheidung der unterschiedlich alten Schotterkörper gelang erstmals PENCK & BRÜCKNER (1909 in SCHIRM 1968:2). Insbesondere in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts folgten dann weitere Untersuchungen zur Geologie der Münchner Schotterebene.

Die ersten systematischen Untersuchungen zu den Grundwasserverhältnissen der Münchner Schotterebene erfolgten durch Max von Pettenkofer im Jahr 1853 (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2015). Ende des 19. Jahrhunderts untersuchte v. GÜMBEL die Grundwasserverhältnisse von München (v. GÜMBEL 1877 in SCHIRM 1968:2). In den 1930er Jahren wurde auf Veranlassung der Bayerischen Landesstelle für Gewässerkunde mit wöchentlichen Grundwassermessungen begonnen (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2015). Karten zu den Grundwasserverhältnissen der Münchner Schotterebene wurden insbesondere von TILLMANN (1953) und TRAUB (1956 in SCHIRM 1968:5) veröffentlicht. Systematische Untersuchungen zu den Grundwasserverhältnissen östlich bzw. westlich der Isar erfolgten durch SCHIRM (1968) bzw. BLASY (1974).

Insbesondere im Zuge des Baus von U- und S-Bahn im Stadtgebiet von München wurden detaillierte Untersuchungen zu den geologischen und hydrogeologischen Verhältnissen durchgeführt, u.a. durch GEBHARDT (1968) und PROCHER (1985).

Mit zunehmender Bedeutung der erneuerbaren Energien wurde in den letzten Jahren vermehrt die Eignung der Münchner Schotterebene für die Gewinnung von thermischer Energie aus dem Grundwasser untersucht (u.a. KERL ET AL. 2012, TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE 2015).

### **3.2.2 Paläogeographische und stratigraphische Entwicklung**

#### **3.2.2.1 Voreiszeitliche Entwicklung (Jungpaläozoikum, Mesozoikum, Tertiär)**

Die Beschreibung der geologischen Entwicklung des Untersuchungsgebiets während des Jungpaläozoikums, des Mesozoikums und des Tertiärs basiert weitestgehend auf LEMCKE (1988). Soweit weitere Literatur verwendet wurde, wird diese angegeben.

Die Basis für die spätere Ablagerung mesozoischer und känozoischer Sedimente bildet im Bereich des späteren Molassebeckens ein moldanubischer Kristallinsockel, der als "Vindelizisches Land" bezeichnet wird. Nordöstlich von München ist in diesen Sockel ein ca. 180 km langer, WNW-ESE streichender Trog mit jungpaläozoischen Gesteinen eingetieft.

Mit Absinken des Vindelizischen Landes folgte im Mesozoikum eine von Westen nach Osten fortschreitende Meerestransgression und die Sedimentation mesozoischer Gesteine. Im Bereich der Münchner Schotterebene wurden hierbei erst im Dogger Sedimente abgelagert, im Malm war schließlich fast das gesamte heutige Molassebecken überflutet.

Gegen Ende des Malms kam es wiederum zu einem Rückzug des Meeres nach Süden/Südwesten Richtung Tethys, so dass fast im gesamten Molassebecken terrestrische Bedingungen

herrschen. Östlich von München kam es noch in einem flachen Meer zur Ablagerung evaporitisch-salinärer Gesteine (sog. Purbeckfazies). Während der darauffolgenden Kreide wurden die Sedimente des Malms zu einem großen Teil wieder abgetragen bzw. verkarsteten.

Durch Aufkippen der Bruchkante einer Pultscholle entstand zu dieser Zeit das sog. "Landshut-Neuöttinger Hoch", das die in Ostbayern vorliegende Senke in zwei Tröge unterteilte. Die Gegend um München lag dabei im Einflussbereich des Wasserburger Trogs. In diesem Trog kam es während der Kreide zunächst zu einer Meerestransgression. Gegen Ende der Kreide zog sich das Meer allerdings schon wieder zurück. Die jüngsten kretazischen Gesteine im Münchner Raum stammen aus dem Cenoman und dem Turon. Nordwestlich von München wurden keine kreidezeitlichen Sedimente abgelagert. Nach der Meeresregression kam es bis zum Eozän zur Abtragung der Sedimente und zu Verkarstung.

Im Eozän entstand ein Tiefseetrog, in dem die Gesteine des Helvetikums abgelagert wurden. Zudem wurden die ersten, Flysch-ähnlichen Molassegesteine sedimentiert (Deutenhausener Schichten). Im Folgenden breitete sich das Meer wieder weiter nach Norden aus und die Gesteine der Unteren Meeresmolasse (UMM) wurden abgelagert. Das Ende der UMM setzte an der Rupel-Chatt-Grenze ein bedingt durch ein Absinken des Meeresspiegels, so dass sich das Meer nach Osten zurückzog. Die westliche Küste des Meeres lag ungefähr auf einer Linie Freising-München-Miesbach. Im Folgenden wurden von Westen limnisch-fluviatile Sedimente der Unteren Süßwassermolasse (USM) geschüttet, die von einer kurzzeitigen Meerestransgression im obersten Chatt unterbrochen wurden.

Im Burdigal wiederum beginnt mit einer Meerestransgression von Osten und von Westen die Ablagerung der Gesteine der Oberen Meeresmolasse (OMM), wobei im Münchner Raum die Sedimentation von Osten vorherrscht. Im Helvet ist schließlich das gesamte Molassebecken überflutet und es kommt auch zur Ablagerung von Sedimenten im Bereich des Untersuchungsgebiets. Gegen Ende des Mittelhelvets zog sich das Meer nach Westen zurück, wodurch das oberösterreichische und deutsche Molassebecken größtenteils trockenfiel. Lediglich in Ostbayern blieb ein kleines Restmeer zurück. Zu dieser Zeit wurden die Gesteine der Süßbrackwassermolasse (SBM) abgelagert. Die Schüttungsrichtung und generelle Fließrichtung des Flusssystemes verlief zu dieser Zeit von Osten nach Westen.

Im Karpat süßte das Brackmeer in Bayern schließlich aus und ab dem höheren Karpat/Baden wurde schließlich die Obere Süßwassermolasse abgelagert. Die Schüttung erfolgte ebenfalls von Osten, bedingt durch die Hebung der Ostalpen, insbesondere der Tauern. Der Materialtransport erfolgte dabei überwiegend durch die Ur-Enns und die Ur-Salzach, die größtenteils Material der Zentralalpen und der Kalkalpen transportierten. Im höheren Baden endete allerdings die Materialzufuhr durch die Ur-Enns. Neben dieser axialen Schüttung wurden von Norden (Ur-Naab aus dem Gebiet des Moldanubikums) und v.a. aus Süden aus den Nordalpen Schuttfächer geschüttet, z.B. der Tischberg durch die Loisach und möglicherweise die Isar oder der Taubenberg durch die Mangfall. Das geschüttete Material stammte dabei überwiegend aus dem Flysch.

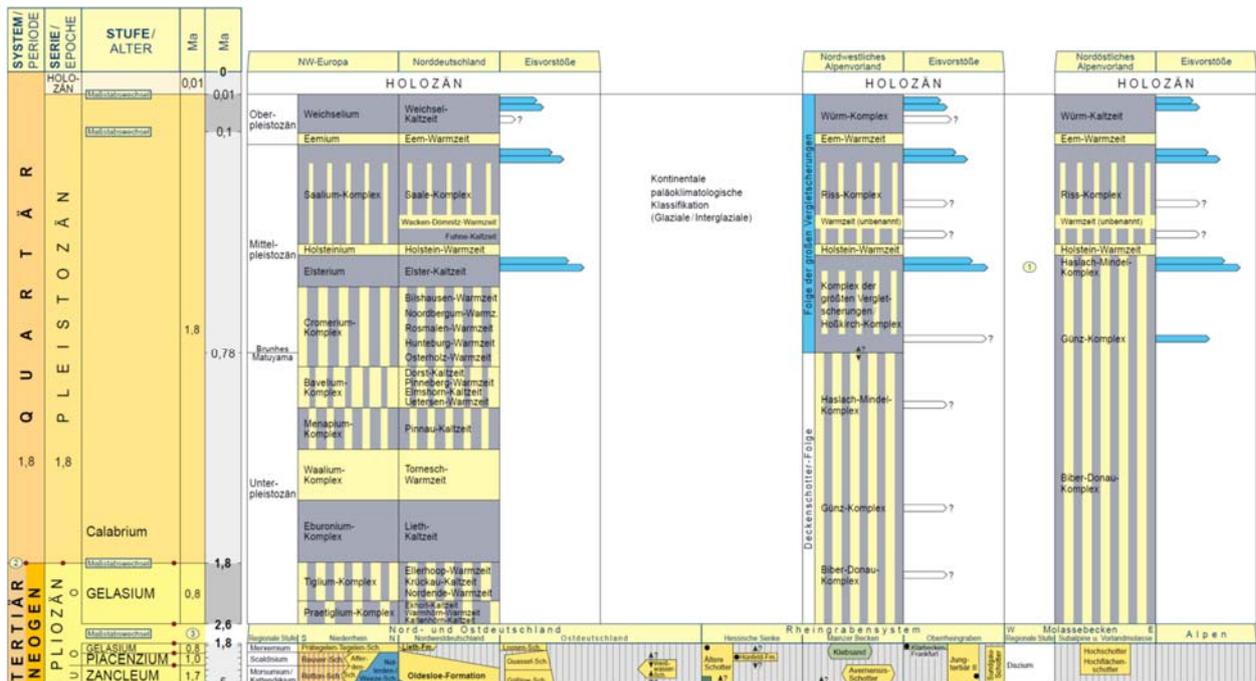
Ab dem tieferen Pannon wurde das bisherige Ablagerungsgebiet der Molasse zu einem Abtragungsgebiet, vermutlich bedingt durch die verstärkte Gesamthebung der Alpen und des Alpenvorlands sowie der verstärkten Hebung der Schweizer Alpen. Insbesondere durch letzteres kam es zu einer Umkehr des Achsengefälles im größten Teil des Molassebeckens, wodurch das heutige, von West nach Ost verlaufende Flusssystem (Donausystem) herausgebildet wurde. Im Zeitraum von Oberpannon und Pliozän wurden dann 100 bis 200 m an Molassesedimenten wieder abgetragen.

Das Alter der Oberen Süßwassermolasse (OSM) wurde von DEHM (1955 in SCHIRM 1968:13) mittels Säugetierresten mit Torton bis Unterpont bestimmt. Die OSM weist einen muldenartigen Aufbau auf, dessen Kern auf einer Linie Landsberg-München-Mühldorf liegt. Die Mächtigkeit der OSM wird von SCHIRM (1968:6f.) im Bereich des Speichersees nordöstlich von München mit ca. 300 m angegeben. Richtung Süden nimmt die Mächtigkeit der OSM zu und liegt im Bereich von Vaterstetten bei ca. 400 m. Eine weitere Mächtigkeitszunahme zum südlichen Ende der Münchener Schotterebene liegt nach SCHIRM nicht vor.

### 3.2.2.2 Quartär

Das Quartär beginnt vor 2,58 Mio. Jahren (GIBBARD ET AL. 2010:97). Es zeichnet sich durch deutliche Klimaschwankungen aus und wird aufgrund von Kalt- und Warmzeiten klimatostratigraphisch gegliedert (LITT ET AL. 2005:386). Eine erste deutliche Abkühlungsphase tritt nach HEAD ET AL. (2008 in GIBBARD ET AL. 2010:99) in Europa vor 2,52 Mio. Jahren ein, vermutlich nachdem sich die Landbrücke zwischen Nord- und Südamerika geschlossen hatte. Weitere mögliche Gründe für die Eiszeiten umfassen die Wanderung der Kontinente, insbesondere die Drift der Antarktis an den Südpol, sog. Milanković-Zyklen oder Schwankungen des CO<sub>2</sub>-Gehalts in der Atmosphäre (JERZ 1993:4). Die o.g. Warmzeiten, die sog. Interglaziale, betragen dabei nur rund 1/5 des Eiszeitalters (JERZ 1993:75). Die Kaltzeiten selbst lassen sich zudem noch weiter untergliedern in kalte Phasen (Stadiale) und klimatisch günstigere Phasen (Interstadiale), die durchschnittlich einige tausend Jahre betragen.

Mittels Tiefseebohrkernen und Auswertungen der darin enthaltenen Faunen können auf der Nordhalbkugel annähernd 20 Vereisungsphasen nachgewiesen werden. Von Bedeutung sind im Raum München jedoch nur Günz-, Mindel-, Riss- und Würmeiszeit (MEYER & SCHMIDT-KALER 1997:27). Die weiter westlich nachgewiesenen Ablagerungen der Biber- und Donau eiszeit (JERZ 1993:30) sowie der Haslacheiszeit (JERZ 1993:12) sind in der Münchener Schotterebene nicht nachgewiesen. Die Abfolge der Eiszeiten ist aus Abbildung 3 ersichtlich.



**Abbildung 3:** Abfolge der Eiszeiten im Quartär in Deutschland (DEUTSCHE STRATIGRAPHISCHE KOMMISSION 2002). Der Beginn des Quartärs wurde mittlerweile von vor 1,8 Mio Jahre auf vor 2,58 Mio Jahre geändert (GIBBARD ET AL. 2010).

Die größte Ausdehnung der Gletscher lag gemäß JERZ (1993:9 f.) im westlichen Alpenvorland zur Riss- und Mindeleiszeit, im östlichen Alpenvorland während der Günzeiszeit vor. Der Isar-Loisach-Vorlandgletscher erreichte während der Risseiszeit seine größte Ausdehnung, während der Mindeleiszeit war er jedoch nur geringfügig kleiner. Die nördlichsten risszeitlichen Endmoränen liegen bis zu 70 km vom Alpenrand entfernt, die nördlichsten Endmoränen der Würmeiszeit im Vergleich hierzu nur 50 km bis 60 km.

Nach JERZ (1993:27) nimmt die Münchner Schotterebene eine Sonderstellung ein, da sie im Gegensatz zu anderen Gegenden wie etwa dem Iller-Lech-Gebiet ein "relatives Senkungsgebiet" in dem sich insgesamt noch hebenden Alpenvorland darstellt. Als Folge hiervon überdecken im Bereich der Münchner Schotterebene jüngere Ablagerungen Sedimente vorhergehender Eiszeiten. Hingegen tieften sich in den anderen Gegenden die Flüsse in die älteren Ablagerungen ein und bildeten tiefer liegende Terrassen. Hierdurch wiederum ergaben sich die Bezeichnungen für die Älteren und Jüngeren Deckenschotter (Günz- und Mindeleiszeit), Hochterrasse (Risseiszeit) und Niederterrasse (Würmeiszeit).

#### Günzeiszeit

Günzeiszeitliche Ablagerungen finden sich nach JERZ (1993:32) als Deckenschotter im Isartal und im Gleißental südlich von München.

#### Mindeleiszeit

In der Umgebung von München finden sich mindeleiszeitliche Ablagerungen als Deckenschotter im Würmtal bei Leutstetten, im Isartal zwischen Schäfflarn und München-Thalkirchen, zwischen Grünwald und München-Giesing sowie im Teufelsgraben (JERZ 1993:33).

#### Risseiszeit

Die Dauer der Risseiszeit kann nach MEYER & SCHMIDT-KALER (1997:36) mit ca. 150.000 Jahren angegeben werden, wobei drei Gletschervorstöße unterschieden werden können. Zwischen den Vorstößen traten Warmzeiten auf.

Ablagerungen der Risseiszeit finden sich südlich von München, östlich der Isar zwischen Ramersdorf und Ismaning. Mächtige risseiszeitliche Schotter finden sich zudem im Bereich der Münchner Schotterebene unter den würmeiszeitlichen Niederterrassenschottern (Jerz 1993:35).

#### Würmeiszeit

Das Riss/Würm-Interglazial, welches nur ca. 15.000 bis 20.000 Jahre dauerte und vor ca. 115.000 Jahren endete, trennt die Risseiszeit von der Würmeiszeit (JERZ 1993:90). Letztere kann in ein ca. 90.000 Jahre dauerndes Frühwürm, ein ca. 10.000 Jahre dauerndes Hochwürm und ein ca. 5.000 Jahre umfassendes Spätwürm unterteilt werden.

Nach FELDMANN (1990:36) lässt sich die Würmeiszeit in vier Phasen gliedern. Phase 0 beschreibt hierbei die Maximalausdehnung der würmzeitlichen Gletscher, die jedoch nicht mittels eines Endmoränenhalts nachgewiesen werden kann. Die Phasen I bis III stellen dann Endmoränenhalte der sich schon auf dem Rückzug befindlichen Gletscher dar.

Die Dauer der Würmeiszeit ist vergleichsweise kurz. Vorlandgletscher existierten nach MEYER & SCHMIDT-KALER (1997:27) lediglich für eine Dauer von 10.000 Jahren (von ca. 25.000 bis ca. 15.000 Jahre vor heute).

Die würmeiszeitlichen Niederterrassenschotter der Münchner Schotterebene stellen die Ablagerungen mehrerer verschmelzender Schwemmfächer des Isar-Loisach-Vorlandgletschers sowie des Inn-Vorlandgletschers dar (JERZ 1993:35).

### 3.2.3 Quartär der Münchner Schotterebene

#### 3.2.3.1 Allgemeines

Das Quartär der Münchner Schotterebene weist einen entsprechend der Ablagerung während der verschiedenen Eiszeiten geschichteten Aufbau auf. In Abbildung 4 ist stellvertretend für die geologischen Verhältnisse der Schotterebene ein Blockbild des geologischen Aufbaus von München dargestellt. Über den Sedimenten der OSM, die nur stellenweise wie in Aubing über die quartären Ablagerungen hinausragt (JERZ 1993, S 39), liegen die Älteren und Jüngeren Deckenschotter der Günz- und Mindelzeit, die hier allerdings nicht mehr flächig, sondern nur noch bereichsweise vorhanden sind. Darüber folgen die Ablagerungen der Nieder- und Hochterrasse aus Riss- und Würmeiszeit, die nach JERZ (1993:34) hauptsächlich die Münchner Schotterebene aufbauen. Zwischen die Kiese sind vereinzelt Paläoböden aus den entsprechenden Warmzeiten anzutreffen. Im Isartal hat sich die Isar weiter eingetieft und die Altstadtstufe abgelagert, die nach BRUNNACKER ET AL. (1964 in GEBHARDT 1968:6) einen Rückzugshalt des würmeiszeitlichen Gletschers darstellt. Im Holozän wurde dann abschließend die in Abbildung 4 als Alluvium bezeichneten Ablagerungen sedimentiert.

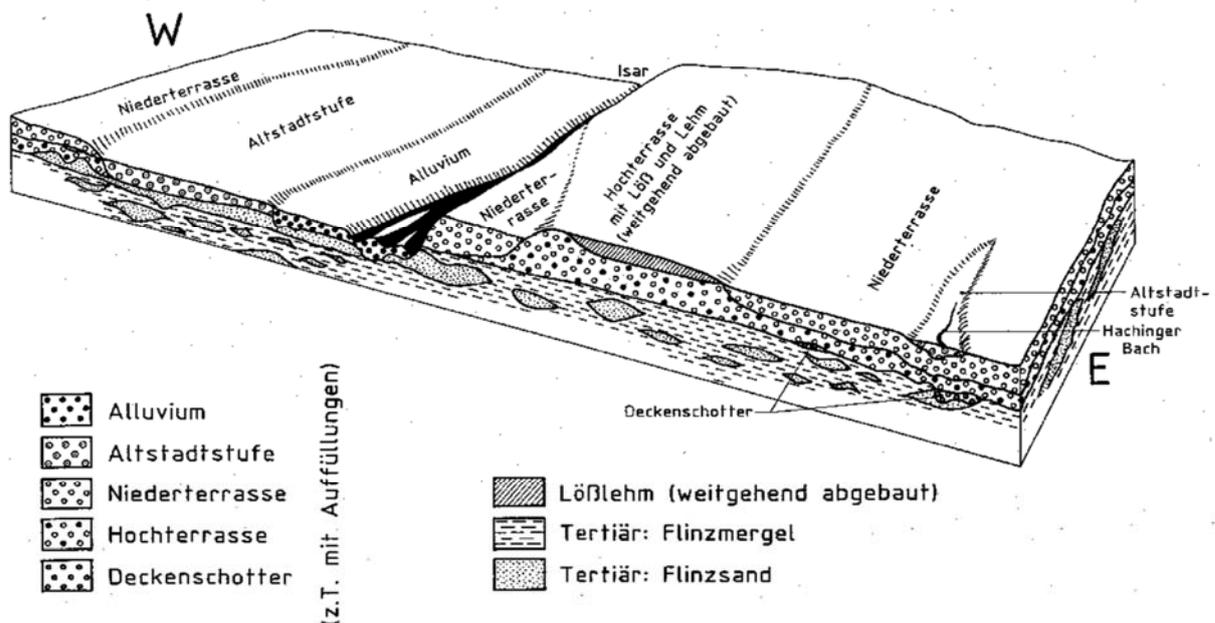


Abb. III.2.1 Blockbild nach MÜNICHSDORFER (1922), z.T. nach neueren Erkenntnissen ergänzt und verändert von GEBHARDT 1968, 1977, 1988, 1990

**Abbildung 4:** Blockbild der geologischen Verhältnisse in München (MÜNICHSDORFER (1922), verändert nach GEBHARDT (1968 bis 1990) in DOHR & GRUBAN (1999))

GEBHARDT (1968:7) beschreibt das Quartär in München als gelegentlich undeutlich horizontal- oder schrägschichtete, graue bis bräunliche Kiese mit darin enthaltenen Rollkieslagen. Teilweise weisen die Kiese auch Sand-, Lösslehm- oder Schwemmlahmlagen auf.

Nach JERZ (1993:39 ff.) entstand die heutige Gestalt der Münchner Schotterebene im letzten Hochglazial, wobei die Schotterebene wohl bereits während der Risseiszeit über eine ähnliche Ausdehnung verfügte. Die Schotterebene wird dabei im Wesentlichen von fünf Schotterfächern aufgebaut, die an ehemaligen Gletscherzungen ansetzen und nach TROLL (1926 in JERZ 1993:39 f.) von West nach Ost in die Feldgedinger Schotterzunge mit dem Ampertal als Abflussrinne, die

Menzinger Zunge mit dem Würmtal, die Garchingener Zunge mit dem Isartal, die Perlacher Zunge mit dem Gleißental und die Feldkirchener Zunge mit dem Grubharthausener Tal unterteilt werden.

Neben den quartären Schottern finden sich im Bereich der Münchner Schotterebene auch würmeiszeitliche Lössablagerungen, v.a. in Ramersdorf, Berg am Laim, Unterföhrung und Ismaning (JERZ 1993:63).

### **3.2.3.2 Quartär westlich der Isar**

Die Mächtigkeit des Quartärs ist abhängig von Veränderungen im Tal- und Gewässernetz durch Akkumulations- und Erosionsvorgänge und kann bis zu 130 m betragen (SCHMIDT-THOMÉ 1955 in BLASY 1974:3). BLASY (1974:13ff.) beschreibt im westlichen Teil der Schotterebene mehrere Rinnenstrukturen neben den eingetieften Tälern von Isar und Würm. Die Haupterosionsrichtungen gibt er mit ca. 35° nach NE (jüngere Erosionsrichtung; Isar und Würm) bzw. 45° nach NE (ältere Erosionsrichtung; Pullacher Rinne, Neugerminger Rinne) an.

Das lebhafte Relief der Tertiär-Quartär-Grenze wird durch neuere Untersuchungen bestätigt (TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE 2015:47 ff.). Neben mehreren Rinnenstrukturen (u.a. Ampertalrinne, Gilchinger Rinne, Waldfriedhof-Neuhausener Rinne, ...) wird darin auf ein Abfallen der Tertiäroberkante im nördlichen Bereich von München zwischen Gröbenzell und Freising mit einer sich daran im Norden anschließenden Tiefenzone hingewiesen. Zwischen den Rinnenstrukturen liegen tertiäre Höhenrücken mit dementsprechend verringerter Quartärmächtigkeit im Hangenden. Vereinzelt reichen die tertiären Ablagerungen bis zur Geländeoberfläche (z.B. Aubinger Lohe).

### **3.2.3.3 Quartär östlich der Isar**

Den Aufbau der Münchner Schotterebene östlich der Isar beschreibt SCHIRM (1968:45ff.). Die Mächtigkeit der quartären Kiese nimmt in diesem Teil der Schotterebene ebenfalls von Süden nach Norden ab. Zudem fällt die Tertiäroberkante im südlichen Teil der östlichen Schotterebene von West nach Ost, im nördlichen Teil dann in umgekehrter Richtung. Hierdurch sind auch in W-E-Richtung unterschiedliche Quartärmächtigkeiten bedingt. Aufgrund der schwachen pliozänen Kippung des tertiären Untergrundes weist die Tertiäroberfläche im südlichen Teil zahlreiche, in ostnordöstlicher Richtung streichende Eintiefungen und Aufragungen auf. Durch Auffüllen der Täler, seitliche Erosion und Überschütten der Schwellen wuchsen die einzelnen Schotterkörper schließlich zu einer Ebene zusammen.

Im Vergleich zur Q-T-Grenze westlich der Isar weist die Tertiäroberfläche östlich der Isar ein deutlich ruhigeres Relief auf (TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE 2015:55ff.). Zwar können ebenfalls zahlreiche Rinnen und Erhebungen festgestellt werden, diese sind jedoch weniger deutlich ausgeprägt. Zudem treten verschiedene Bereiche auf, in denen nur wenige auffällige Strukturen aus den Bohrdaten erkennbar sind.

### **3.2.3.4 Quartäre Flussterrassen entlang der Isar südlich von München**

Südlich von München können nach SCHUMACHER (1981) mehrere Terrassen entlang der Isar unterschieden werden. Bei der Hirschauer Terrasse, die ein holozänes Alter aufweist, handelt es sich dabei um die jüngste dieser Terrassen. Jüngere Eintiefungen der Isar gehen nach KNAUER (1938 in SCHUMACHER 1981:42) auf Regularisierungsmaßnahmen zurück.

Neben der o.g. Altstadtterrasse lassen sich nach SCHUMACHER (1981:43ff.) westlich der Isar noch die Ludwigshöher Terrasse und die Schwanecker Terrasse unterscheiden. Östlich der Isar treten die Giesinger Terrasse und die Grünwalder Terrasse auf.

Weitere Terrassen liegen noch im Bereich des Austritts der Isar aus dem Moränengebiet vor (SCHUMACHER 1981:48ff.).

### 3.2.3.5 Quartäre Flussterrassen entlang der Isar nördlich von München

Eine erste systematische Gliederung der spätglazialen und holozänen Flussablagerungen der Isar nördlich von München erfolgte durch BRUNNACKER (1959, 1964 in FELDMANN 1990:20).

Zwischen München und Freising lassen sich nach FELDMANN (1994:233ff.) mehrere spät- und postglaziale Schotterkörper unterscheiden. Demnach treten dort neben der würm-hochglazialen Niederterrasse entlang der Isar noch zwei würm-spätglaziale Terrassen (NT 1 bis NT 3) sowie sieben postglaziale Terrassen (H 1 bis H 7) in Erscheinung. BRUNNACKER (1959, 1964 in FELDMANN 1994:235) unterscheidet hingegen nur sechs Terrassen, darunter die o.g. genannte Altstadtstufe. Eine zeitliche Übereinstimmung der Terrassen nach Feldmann und nach Brunnacker ist nur bedingt gegeben. Eine Kurzbeschreibung der einzelnen Terrassen nach FELDMANN ist in Tabelle 1 enthalten.

**Tabelle 1:** Isar-Terrassen nach FELDMANN (1994:236-242)

Terrasse	Ablagerungszeitraum	Beschreibung
H 7	1760 bis Ende 19. Jahrhundert	- Basis ca. 4,0 m bis 5,5 m uGOK
H 6	Spätmittelalter bis frühe Neuzeit	- 5 m bis 8 m mächtig
H 5	Mittelalter	- 7 m bis 8 m mächtig - nur an wenigen Stellen östlich der Isar erhalten
H 4	Römerzeit	- Basis 8 m bis 11 m uGOK, Hinweis auf deutliche Tiefenerosion - mit durchschnittlich ca. 75 cm mächtigste Auelehmbedeckung aller Terrassen
H 3	Frühes/mittleres Subboreal	- 6 m bis 8 m mächtig - vergleichsweise große Ausdehnung beiderseits der Isar - durch Nahtrinnen von jüngeren Terrassen getrennt
H 2	(Mittleres) Atlantikum	- vermutlich 6 m bis 8 m mächtig - bis zu 1 m hohe Stufe zu H 1
H 1	Wende Präboreal/Boreal	- 5 m bis 8 m mächtig
NT 3	Alleröd bis Jüngere Dryas	- 6 m bis 8 m mächtig - große Ausdehnung östlich der Isar - bis zu 1,0 m bis 1,5 m hohe Stufe zu NT 2, deutliche Stufe zu holozänen Terrassen
NT 2	Würm-Spätglazial	- durchschnittlich 5,0 m bis 6,5 m mächtig - in München deutliche Terrassenstufe zu NT 1
NT 1	Würm-Hochglazial	- Mächtigkeit im Süden der Schotterebene 15 m bis 20 m, zwischen München und Freising 5 m bis 8 m - westlich der Isar durchgehend verbreitet, östlich der Isar nur bis München und als Terrassenrest nördlich von Schwaig

Gemäß FELDMANN (1994:245) liegen die Terrassen nördlich von München größtenteils treppenförmig nebeneinander, während sie Richtung Freising zunehmend als Reihenterrassen angeordnet sind. Die einzelnen Terrassen liegen dabei direkt dem Tertiär auf.

### **3.3 Hydrogeologie der Münchner Schotterebene**

#### **3.3.1 Allgemeine hydrogeologische Verhältnisse**

Die Münchner Schotterebene weist entsprechend ihrem geologischen Aufbau in vertikaler Richtung mehrere Grundwasserleiter auf. Der oberste, zumeist ungespannte Grundwasserleiter wird in der Regel von den quartären Kiesen gebildet, während in den darunterliegenden tertiären Schichten mehrere, üblicherweise gespannte Aquifere anzutreffen sind.

Die in den tieferliegenden Aquiferen messbaren Druckspiegel liegen dabei in der Regel unterhalb des freien Grundwasserspiegels in den quartären Kiesen. Nach GEBHARDT (1968:38) gilt zudem zumeist, dass tiefere Grundwasserstockwerke auch einen tieferen Druckspiegel aufweisen.

#### **3.3.2 Tertiärer Grundwasserleiter**

Im Liegenden der quartären Schichten werden im Bereich der Münchner Schotterebene Ablagerungen der Oberen Süßwassermolasse angetroffen, bei denen es sich um eine Wechsellagerung aus Tonen und Schluffen sowie Sanden und seltener Kiesen handelt. Die Sande und Kiese bilden üblicherweise gespannte Grundwasserleiter unterschiedlicher Mächtigkeit, die teilweise untereinander und vereinzelt auch mit dem darüber liegenden quartären Grundwasserleiter in Kontakt stehen.

Die hydraulische Durchlässigkeit der tertiären Sande und Kiese wird von BAUER ET AL. (2005) mit  $10^{-3}$  m/s bis  $10^{-5}$  m/s bzw.  $10^{-2}$  m/s bis  $10^{-4}$  m/s angegeben, die der tertiären Tone, Schluffe und Mergel mit  $10^{-6}$  m/s bis  $10^{-9}$  m/s. Die Grundwasserfließrichtung weist in nördliche Richtung.

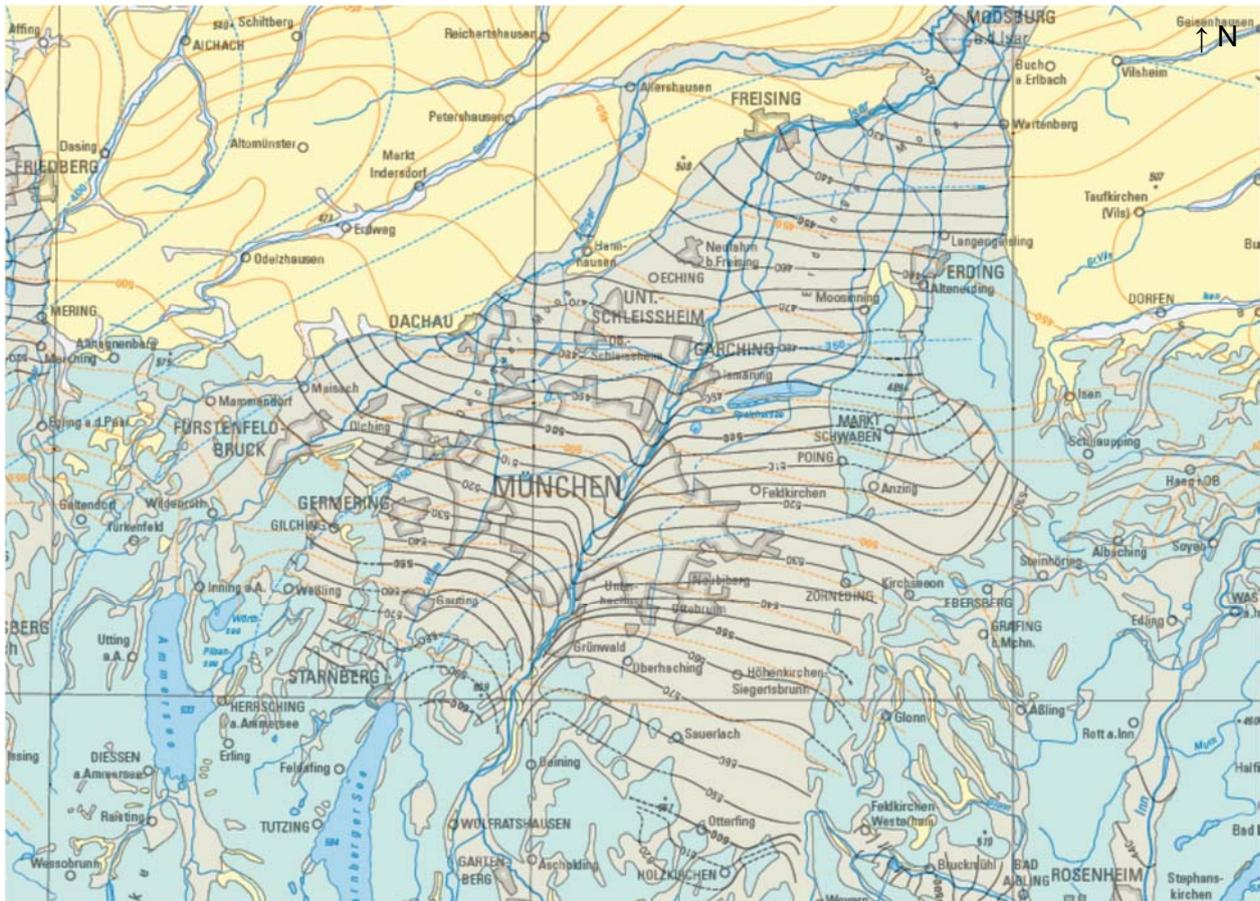
#### **3.3.3 Quartärer Grundwasserleiter**

##### **3.3.3.1 Aufbau des quartären Grundwasserleiters**

Die Hydrogeologische Karte von Bayern, 1:500.000, Blatt 3 (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2009) gibt einen Überblick über die Grundwasserverhältnisse im Bereich der Münchner Schotterebene. Demnach fließt das Grundwasser großräumig vom südlichen Ende der Schotterebene in nordnordöstlicher Richtung ins Isartal (Abbildung 5).

BLASY (1974:9) beschreibt die geologischen und hydrogeologischen Verhältnisse im Bereich der Schotterebene westlich der Isar. Demnach können hier zwei Einzugsgebiete unterschieden werden. Das Gebiet zwischen Loisach- und Isartal im Osten und Starnberger See und Würmtal im Westen weist einen nach Nord-Nordost gerichteten Grundwasserstrom auf, an dessen Randbereichen der Grundwasserfluss bedingt durch den Einfluss der Täler nach Osten bzw. Westen abgelenkt wird. Zwischen Starnberger See im Osten und Ammersee sowie Ampertal im Westen dominiert hingegen der Abfluss nach Nord-Nordost.

Die hydrogeologischen Verhältnisse östlich der Isar werden von Schirm (1968:58ff.) dargestellt. Die Grundwasserfließrichtung zeigt im südlichen Abschnitt in nordöstliche Richtung, im nördlichen Abschnitt hingegen nach Norden. Zudem ist der Verlauf der Grundwasserisohypsen im Süden aufgrund eines stärkeren faziellen Wechsels und eines stärkeren Tertiärreliefs unruhiger als im Norden.



**Abbildung 5:** Isohypsenplan der Münchener Schotterebene (grau), Ausschnitt aus der Hydrogeologischen Karte von Bayern, 1:500.000, Blatt 3 (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2009). Breite des Ausschnitts ca. 100 km.

### 3.3.3.2 Grundwasserdargebot

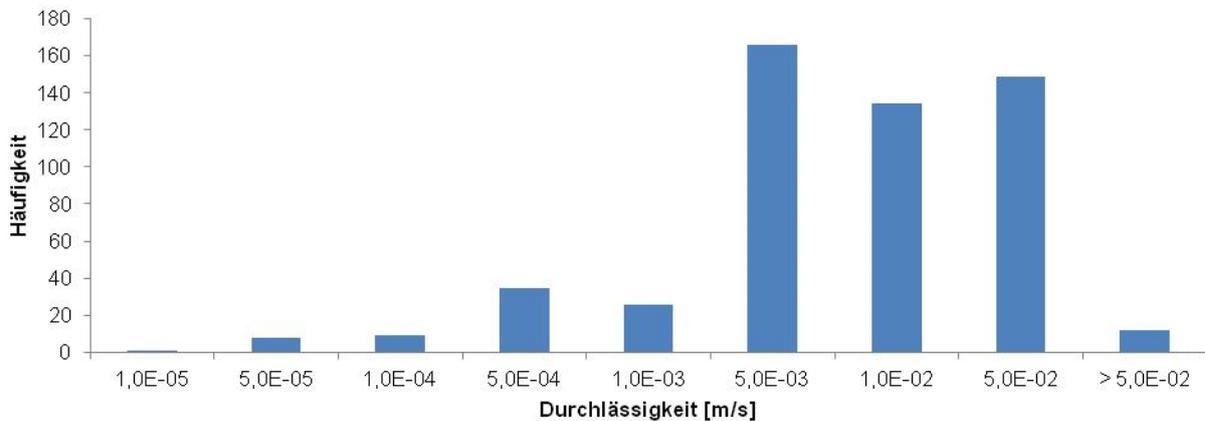
Unter dem Grundwasserdargebot eines Aquifers wird die Menge an Grundwasser verstanden, die durch Grundwasserneubildung, Infiltration von Oberflächenwasser oder Zustrom aus benachbarten Aquiferen zur Verfügung steht.

Gemäß dem BAYERISCHEN STAATSMINISTERIUM FÜR LANDESENTWICKLUNG UND UMWELTFRAGEN (1980:23) weist die Münchener Schotterebene ein Grundwasserdargebot westlich der Isar von ca. 8,2 m<sup>3</sup>/s und östlich der Isar von ca. 10,2 m<sup>3</sup>/s auf, wobei das Grundwasser größtenteils durch Versickerung der anfallenden Niederschläge gespeist wird und zu einem geringeren Anteil durch Zuflüsse aus dem sich südlichen anschließenden Moränengebiet.

### 3.3.3.3 Hydraulische Eigenschaften des quartären Grundwasserleiters

GEBHARDT (1968 S. 56) gibt für die quartären Kiese Durchlässigkeitsbeiwerte an, die einerseits mittels Pumpversuchen und andererseits anhand von Messungen der Filtergeschwindigkeit  $v_f$  zusammen mit dem Grundwassergefälle anhand der Beziehung  $k = v_f / i$  ermittelt wurden. Die Werte liegen zwischen  $k = 5,0 \cdot 10^{-4}$  m/s und  $4,6 \cdot 10^{-2}$  m/s. Als mittlere Durchlässigkeit wird ein Wert von  $k = 1,0 \cdot 10^{-2}$  m/s angegeben. EXLER (1967) gibt die Bandbreite der  $k$ -Werte in der gleichen Größenordnung an wie GEBHARDT (1968). Die mittlere hydraulische Durchlässigkeit liegt hier jedoch etwas geringer bei  $k = 5,0 \cdot 10^{-3}$  m/s. SCHIRM (1968:55) gibt einen mittleren Durchlässigkeitsbeiwert von  $k = 8,1 \cdot 10^{-3}$  m/s an. In DOLLMANN (1966:56) wird die Durchlässigkeit der quartären Kiese in einem Pumpversuch mit  $k = 2,2 \cdot 10^{-3}$  m/s bestimmt. Weitere Angaben zu

Durchlässigkeitsbeiwerten finden sich in SCHIRM (1968, Anlage 4), BLASY (1974:22), BAYERISCHES LANDESAMT FÜR WASSERWIRTSCHAFT (1983, Karte 1) und TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE (2015). Aus den im Rahmen der Literaturrecherche zusammengetragenen Werten wurde ein Histogramm der hydraulischen Durchlässigkeiten erstellt (Abbildung 6). Demnach liegen die meisten Werten in den Klassenbereichen  $k = 1,0 \cdot 10^{-3} \text{ m/s}$  bis  $5,0 \cdot 10^{-3} \text{ m/s}$ ,  $k = 5,0 \cdot 10^{-3} \text{ m/s}$  bis  $1,0 \cdot 10^{-2} \text{ m/s}$  und  $k = 1,0 \cdot 10^{-2} \text{ m/s}$  bis  $5,0 \cdot 10^{-2} \text{ m/s}$ .



**Abbildung 6:** Histogramm der in der Literaturrecherche zusammengetragenen Durchlässigkeitsbeiwerte aus BLASY (1974), BAYERISCHES LANDESAMT FÜR WASSERWIRTSCHAFT (1983), DOLLMANN (1966), SCHIRM (1968) und TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE (2015) sowie aus Unterlagen am Prüfamts für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München

In PROCHER (1985:182) werden Durchlässigkeitsbeiwerte für die unterschiedlichen Schotterkörper in München angegeben. Demnach liegen die  $k$ -Werte des Alluviums zwischen  $k = 4 \cdot 10^{-4} \text{ m/s}$  und  $7,6 \cdot 10^{-3} \text{ m/s}$  (i.M.  $k = 3,1 \cdot 10^{-3} \text{ m/s}$ ), der Altstadtstufe zwischen  $k = 1 \cdot 10^{-4} \text{ m/s}$  und  $1,8 \cdot 10^{-2} \text{ m/s}$  (i.M.  $k = 2 \cdot 10^{-3} \text{ m/s}$ ), der Niederterrasse zwischen  $k = 3,5 \cdot 10^{-4} \text{ m/s}$  und  $4,5 \cdot 10^{-2} \text{ m/s}$  (i.M.  $k = 1,2 \cdot 10^{-2} \text{ m/s}$ ) und der Hochterrasse zwischen  $k = 4 \cdot 10^{-4} \text{ m/s}$  und  $2,7 \cdot 10^{-2} \text{ m/s}$  (i.M.  $k = 8,6 \cdot 10^{-3} \text{ m/s}$ ). Die vergleichsweise geringe Durchlässigkeit der Altstadtstufe erklärt PROCHER (1985:60) mit Materialumlagerungen.

Die o.g. hydraulischen Durchlässigkeiten beziehen sich dabei auf die horizontale Durchlässigkeit. Aufgrund der Sedimentationsprozesse kann davon ausgegangen werden, dass die vertikale Durchlässigkeit niedriger als die horizontale Durchlässigkeit ist.

Das Gefälle des Grundwassers gibt BLASY (1974:4) für die westliche Schotterebene mit 1 ‰ bis 2 ‰ an. SCHIRM (1968:67) nennt ein mittleres Gefälle von 3,4 ‰.

Den Grundwasserdurchfluss im Stadtgebiet von München ermittelten KERL ET AL. (2012) für mittlere Grundwasserstände mit ca.  $3 \text{ m}^3/\text{s}$ .

### 3.3.3.4 Extremereignisse

Das Grundhochwasser aus dem Mai und Juni 1940 stellt den höchsten beobachteten Grundwasserstand in München dar (PROCHER 1985:21). Nach Angabe der BAYERISCHEN LANDESSTELLE FÜR GEWÄSSERKUNDE (1972 in PROCHER 1985, S.21) tritt es statistisch alle 100 bis 200 Jahre auf. Im südlichen Teil der Münchener Schotterebene wurde nach SCHIRM (1968:60) im Jahr 1965 ein Grundwasserstand erreicht, der teilweise deutlich über dem des Hochwassers aus dem Jahr 1940 liegt. Gemäß SCHIRM lag der Grundwasserspiegel in der Messstelle Sauerlach L253 Anfang September 1965 um 0,67 m über dem Wert aus dem Jahr 1940.

Neben den genannten Ereignissen aus den Jahren 1940 und 1965 sind auch noch weitere Grundwasserhochstände bekannt. Hierzu zählen u.a. die Grundhochwasserereignisse aus den Jahren 1979, 2000 und 2013.

Die Dauer von hohen Grundwasserständen behandeln BRUNS & TRETENBACH (2003:6). Demnach kann ein 100-jährlicher Grundwasserstand bis zu 30 Tage ununterbrochen übertroffen sein. Für 50-jährliche und 10-jährliche Ereignisse geben die Autoren Zeiträume von 180 Tagen und 390 Tagen an.

### **3.4 Hydrologie der Münchner Schotterebene**

#### **3.4.1 Fließgewässer**

##### **3.4.1.1 Isar**

Die Isar entspringt bei Scharnitz in Tirol auf ca. 1.200 m üNN und fließt über eine Länge von ca. 283 km, bis sie bei Deggendorf auf ca. 300 m üNN in die Donau mündet. Das durchschnittliche Gefälle beträgt somit ca. 3,2 ‰. Das Gefälle zwischen Bad Tölz und München beträgt ca. 2,4 ‰ (BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR LANDESENTWICKLUNG UND UMWELTFRAGEN 1980:28). Der Name Isar leitet sich aus dem Keltischen ab und bedeutet „die Reißende“ (MEYER & SCHMIDT-KALER 1997:69).

Ursprünglich floss die Isar ab etwa Bad Tölz nach Nordosten Richtung Wasserburg. Durch den Vorstoß des mindeleiszeitlichen Inngletschers nach Norden bis etwa auf Höhe Dorfen wurde die Isar nach Norden abgedrängt und mündete so bei Moosburg in die Loisach. Der heutige Verlauf der Isar stellte sich erst im Lauf der Riss- und Würmeiszeit ein (MEYER & SCHMIDT-KALER 1997:33ff.).

Flussbauliche Maßnahmen entlang der Isar begannen bereits im 19. Jahrhundert im Bereich von Wolfratshausen. Größere Eingriffe wurden nach dem Ersten Weltkrieg begonnen, um Energie zu gewinnen. Hierfür wurden Flussabschnitte mit ausgeprägter Mäandrierung begradigt und eingedeicht (BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR LANDESENTWICKLUNG UND UMWELTFRAGEN 1980:33ff). Im Mittellauf der Isar wird vielfach Wasser entnommen und Kraftwerkskanälen zugeführt. Zudem werden im Stadtgebiet von München ca. 13 bis 29 m<sup>3</sup>/s in die Stadtbäche und unterhalb des Oberföhringer Wehrs wieder in die Isar geleitet. Am Oberföhringer Wehr werden auch bis zu 150 m<sup>3</sup>/s Isarwasser in den Mittleren Isarkanal und so weiter in den Speichersee abgeführt. Den größten Eingriff in das Flusssystem Isar stellt der Bau des Sylvensteinspeichers dar, der 1959 fertiggestellt wurde und der Niedrigwasseraufhöhung und dem Hochwasserschutz dient.

##### **3.4.1.2 Würm**

Das Würmtal entstand in einem vergleichsweise kurzen Zeitraum im Würm-Spätglazial ab Rückzug des Isargletschers von seinen Endmoränen bei Leutstetten bis zu seinem Gletscherstand südlich von Antdorf (Jerz 1993:112). Die Würm selbst stellt den einzigen Ablauf aus dem Starnberger See dar und mündet bei Dachau in die Amper.

##### **3.4.1.3 Amper**

Die Amper durchschneidet bei Wildenroth die Endmoränen des Loisach-Vorlandgletschers und wird bei Dachau durch Schwemmfächer der Münchner Schotterebene abgedrängt, so dass sie im Folgenden durch das Tertiäre Hügelland fließt und erst bei Moosburg in die Isar mündet (JERZ 1993:112).

#### **3.4.1.4 Loisach**

Auch wenn die Loisach heute bereits nördlich von Wolfratshausen in die Isar mündet und somit nicht mehr die Münchner Schotterebene erreicht, floss sie vermutlich vor der Risseiszeit ab Penzberg nach Norden. Zwischen Gauting und Planegg wurde nach JERZ (1993:111) ein ehemaliges Flussbett nachgewiesen, dass doppelt so breit und doppelt so tief ist wie das heutige Würmtal.

#### **3.4.1.5 Weitere Fließgewässer**

Neben den genannten Flüssen fließen mit der Moosach und der Sempt noch zwei weitere, kleinere Fließgewässer im Bereich der Münchner Schotterebene. Daneben wurden im Norden der Münchner Schotterebene, im Bereich des Freisinger und Erdinger Moores, Entwässerungskanäle zur Trockenlegung der Mooregebiete erstellt, die bei hohen Grundwasserständen dem Grundwasser als Vorflut dienen.

### **3.4.2 Stehende Gewässer**

#### **3.4.2.1 Ismaninger Speichersee und Abwasserfischeiche**

Der Ismaninger Speichersee wurde nach Angaben des Wasserwirtschaftsamtes München (www-02) 1929 als Kopfspeicher für die Kraftwerke des Mittleren-Isar-Kanals angelegt. Angrenzend an den Speichersee befinden sich 30 Abwasserfischeiche. Speichersee und Abwasserfischeiche weisen zusammen eine Fläche von ca. 700 ha auf. Eine nennenswerte Interaktion zwischen Speichersee und Grundwasser findet nicht statt.

#### **3.4.2.2 Seen im Bereich ehemaliger Kiesentnahmen**

Im Bereich der Münchner Schotterebene befinden sich eine Vielzahl an künstlichen Seen in Bereichen, in denen früher Kies für Infrastrukturmaßnahmen (Autobahnbau, Eisenbahnbau, ...) gewonnen wurde. Beispielhaft hierfür werden lediglich der Feringasee, der Feldmochinger See, der Heimstettner See und die Langwieder Seen erwähnt. Die Seen werden üblicherweise von Grundwasser gespeist.

### **3.4.3 Niederschlag**

Nach KERN (1954 in BLASY 1974:39) gehört die Münchner Schotterebene dem binnenländischen Niederschlagstypus an. Niederschläge fallen dementsprechend vorwiegend im Sommer. Ein sekundäres Niederschlagsmaximum tritt im Dezember und Januar auf. KLIWA (2017:27) gibt das Verhältnis von Winter- zu Sommerniederschlägen mit 0,6 an. KERN (1954 in BLASY 1974:39) ermittelte die mittleren Niederschläge zwischen 1901 und 1950 mit 950 mm im Norden und 1100 mm im Süden der Münchner Schotterebene. Das BAYERISCHE STAATSMINISTERIUM DES INNEREN (1971 in BLASY 1974:39) gibt die durchschnittlichen Niederschläge für die Jahre 1931 bis 1960 mit etwa 50 mm mehr an als KERN (1954).

Laut neueren Untersuchungen (KLIWA 2012:45f., KLIWA 2017:66f.) ist davon auszugehen, dass die Niederschlagsmengen im Bereich der Münchner Schotterebene aufgrund des Klimawandels in Zukunft abnehmen werden. Im Sommer wird mit einem deutlichen Rückgang der Niederschlagsmengen gerechnet, während in Abhängigkeit von der Klimaentwicklung von einer geringen Zu- oder Abnahme der Winterniederschläge ausgegangen wird.

## **4 Einflussfaktoren auf den Grundwasserspiegel**

### **4.1 Einflussfaktoren**

Der Grundwasserspiegel wird von natürlichen und anthropogenen Faktoren beeinflusst. Im anthropogen unveränderten Zustand hängt der Grundwasserstand maßgeblich von der Grundwasserneubildungsrate und vom unterirdischen Zustrom aus umliegenden hydrogeologischen Einheiten ab. Im Bereich von Oberflächengewässern kann es zudem zu einer Infiltration von Oberflächenwasser in den Aquifer oder einer Exfiltration aus dem Grundwasserleiter in das Oberflächengewässer kommen. Daneben kann Grundwasser in Form von Quellaustritten an die Oberfläche gelangen.

Anthropogene Beeinflussungen der Grundwasserstände können in vielfältiger Form auftreten. Neben wasserbaulichen Maßnahmen wie Staustufen oder oberirdischen Kanälen und Gräben können auch unterirdische Infrastrukturmaßnahmen die Grundwasserstände verändern. Hierzu zählen u.a. ins Grundwasser reichende Bauwerke und Grundwasserüberleitungen oder auch Undichtigkeiten von unterirdischen Kanälen. Des Weiteren haben auch die Veränderung der Sickerwassermengen durch Flächenversiegelung oder vermehrte Versickerung von Niederschlagswasser Auswirkungen auf die Grundwasserstände.

### **4.2 Niederschlag und Grundwasserneubildung**

#### **4.2.1 Definitionen**

Unter Niederschlag wird nach DIN 4049-3:1994-10 Wasser bezeichnet, das aus der Atmosphäre ausgeschieden wurde und aufgrund der Schwerkraft auf die Erdoberfläche gelangt. Dies kann u.a. in Form von Regen, Hagel, Schnee, Tau oder Nebel geschehen.

Gemäß DIN 4049-3:1994-10 wird unter Grundwasserneubildung der „Zugang von infiltriertem Wasser zum Grundwasser“ bezeichnet. Die Grundwasserneubildung wird maßgeblich vom Niederschlag gesteuert und entspricht bei Porengrundwasserleitern ohne ausgeprägtem Relief der Sickerwassermenge (KLIWA 2017, S.26 bzw. S. 5f.).

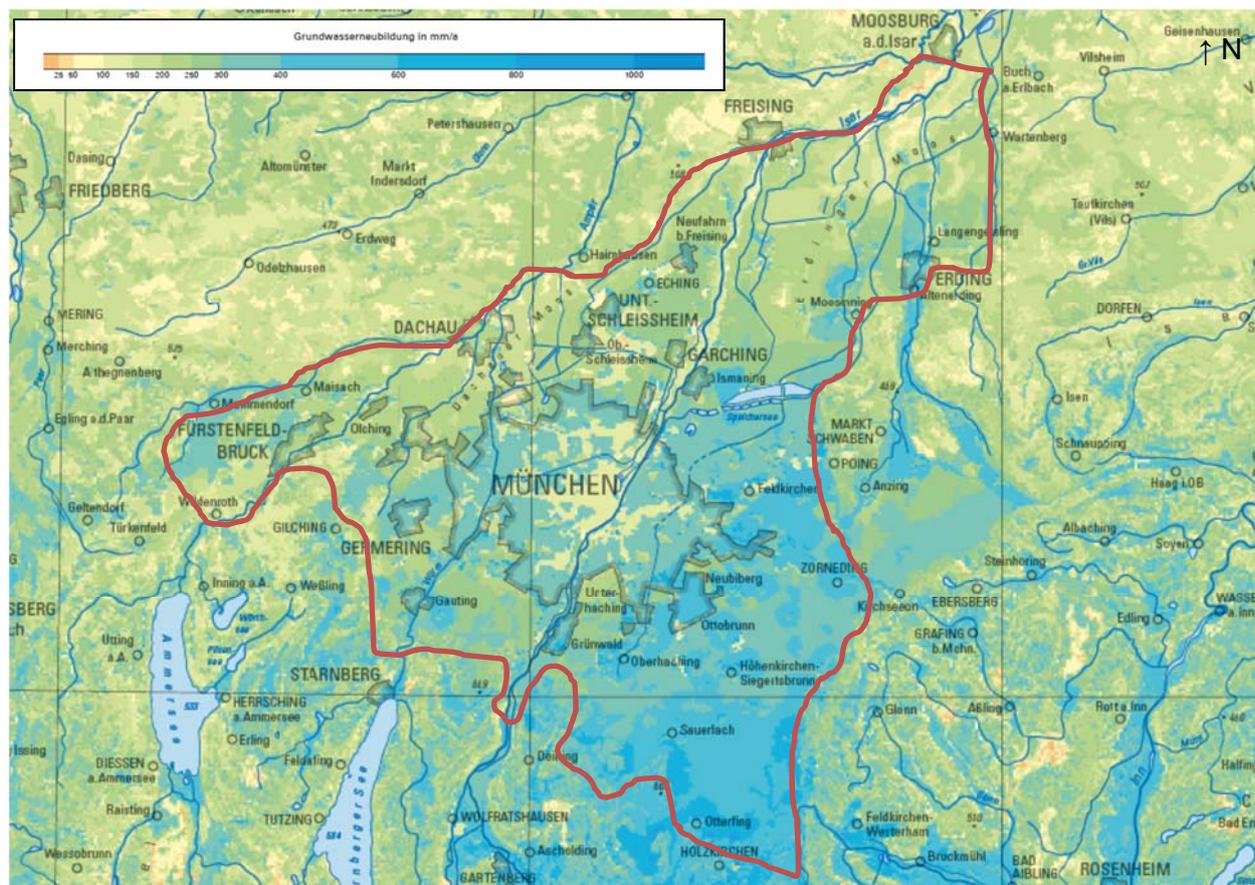
#### **4.2.2 Ermittlung der Grundwasserneubildung**

Nach STRAYLE ET AL. (1994:29) bestehen verschiedene Methoden zur Bestimmung der Grundwasserneubildung, darunter Bestimmung mittels Lysimetern, über den Bodenwasserhaushalt, durch Grundwasserstandsdaten, Quell- und Abflussmessungen, über die Wasserhaushaltsbilanz sowie über die Inhaltsstoffe von Niederschlägen und Grundwasser. Eine weitere Methode zur Bestimmung der Grundwasserneubildung stellen nicht-natürliche Tracer dar (HEALY 2010:5). Zur genaueren Beschreibung der Methoden wird auf die Spezialliteratur verwiesen (z.B. MEßER 2008).

#### **4.2.3 Grundwasserneubildung im Bereich der Münchner Schotterebene**

Die Kiese der Münchner Schotterebene sind in weiten Bereichen von einer nur sehr geringen Oberbodenschicht von ca. 0,4 m überdeckt, aufgrund derer ein hoher Anteil des Niederschlags versickern kann (BLASY 1974:19). Die Verdunstungsanteil wird von BLASY (1974:47f.) mit ca. 55 % angegeben, der oberirdische Abfluss mit ca. 0 %.

Nach REUTER (1938 in SCHIRM 1968:83) versickerten bei Versuchen in München-Bogenhausen ca. 38 % der anfallenden Niederschläge. KERN (1954 in SCHIRM 1968:83) stellte fest, dass der Anteil der Versickerung von Norden nach Süden zunimmt, da die Niederschlagsmenge im Süden höher ist, die Verdunstung aber in etwa gleich groß ist. Zudem fehlt in der gesamten Münchner Schotterebene der Oberflächenabfluss fasst völlig (SCHIRM 1968:84). Die Ergebnisse spiegeln sich auch in der Hydrogeologischen Karte von Bayern, 1:500.000, Blatt 3 (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2009) wider (Abbildung 7). Gemäß der HK 500 Bayern liegt die mittlere Grundwasserneubildung im Bereich der Münchner Schotterebene überwiegend zwischen 100 mm/a und 600 mm/a, wobei die höchsten Werte v.a. im Südosten der Schotterebene zu verzeichnen sind.



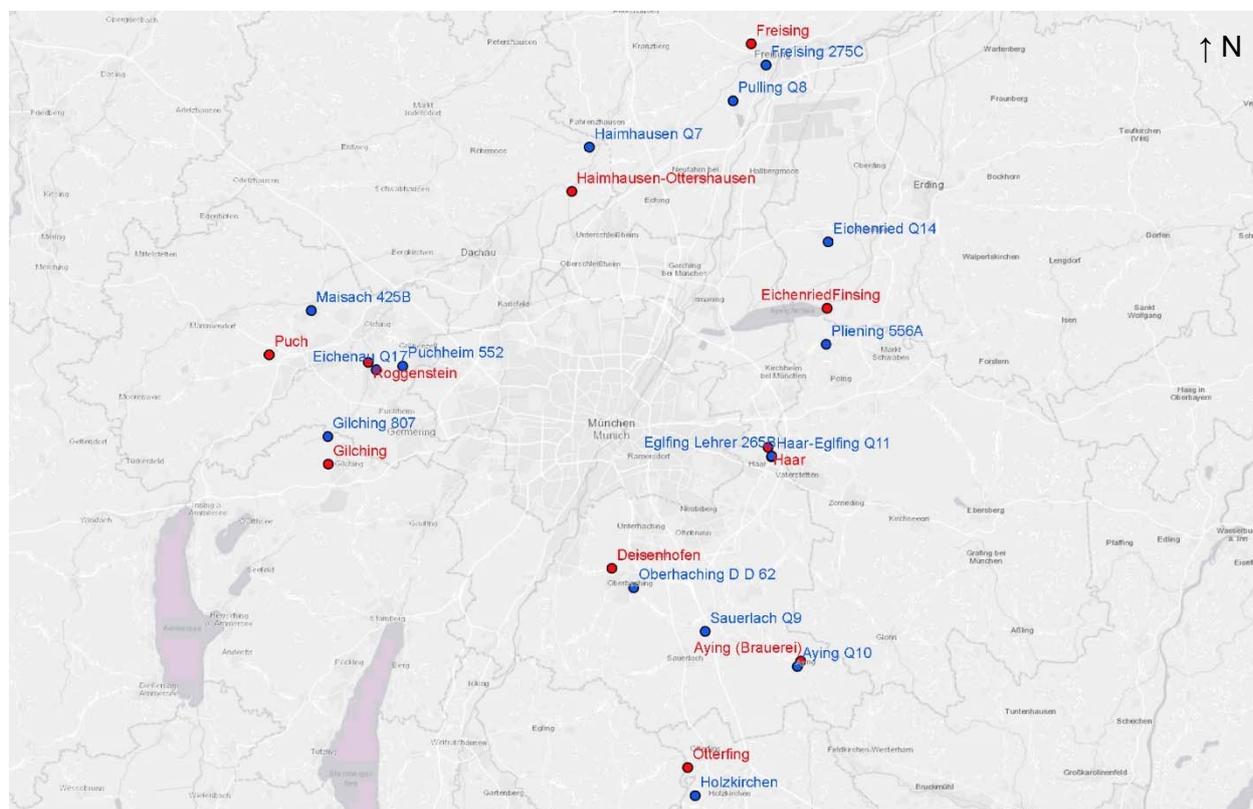
**Abbildung 7:** Mittlere Grundwasserneubildung aus Niederschlag (1971-2000), Ausschnitt aus der Hydrogeologischen Karte von Bayern, 1:500.000, Blatt 4 (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2009). Der ungefähre Umriss der Münchner Schotterebene ist schematisch als rote Linie eingefügt. Breite des Ausschnitts ca. 100 km.

Untersuchungen im Rahmen des KLIWA-Projektes zeigen für die Münchner Schotterebene tendenziell abnehmende Grundwasserneubildungsraten in der Zukunft im Bereich zwischen 10 % bis 50 % (KLIWA 2012:57f.). Für Gesamtbayern werden Abnahmen von ca. 25 % prognostiziert (KLIWA 2017:72f.).

Die Ergebnisse aus KLIWA (2017:81) belegen die Variabilität der Grundwasserneubildung. In den Trockenjahren 2003 und 2015 betrug die Grundwasserneubildung in der Schotterebene nur ca. 36 % bzw. 64 % des Durchschnittswertes des Zeitraums 1951 bis 2010.

#### 4.2.4 Grundwasseranstiege aufgrund von Niederschlagsereignissen

Zur qualitativen Beurteilung der Auswirkungen von Niederschlagsereignissen auf die Grundwasserhältnisse wurden Niederschlags- und Grundwasserstandsdaten des Gewässerkundlichen Dienstes des Bayerischen Landesamtes für Umwelt ausgewertet, die im Internet unter der URL <https://www.gkd.bayern.de/> frei verfügbar sind. Die Lage der Niederschlags- und Grundwassermessstellen ist aus Abbildung 8 ersichtlich.



**Abbildung 8:** Lage der Niederschlags- (rot) und Grundwassermessstellen (blau). Breite des Ausschnitts ca. 100 km.

Die Auswertungen zeigen folgende Zusammenhänge zwischen Niederschlagsereignissen und Grundwasseranstiegen:

##### a) Messstellenpaare im Süden der Münchner Schotterebene:

Im Süden der Münchner Schotterebene befinden sich die Messstellen Deisenhofen (Niederschlag Ns) und Oberhaching D D 82 (Grundwasser Gw, mittlerer Flurabstand ca. 10 m), Otterfing (Ns) und Holzkirchen (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 95 m) sowie Aying (Ns) und Aying Q10 bzw. Sauerlach Q9 (Gw, mittlerer Flurabstand jeweils ca. 30 m).

Die Auswertungen zeigen bei den Grundwassermessstellen mit den niedrigeren Flurabständen – Oberhaching D D 82, Sauerlach Q9 und Aying Q10 – keinen eindeutigen Zusammenhang zwischen Niederschlagsereignissen und Grundwasseranstiegen. Teilweise treten Grundwasseranstiege zeitnah nach Starkniederschlägen auf, teilweise nicht, sodass direkt kein kausaler Zusammenhang zwischen Niederschlagsereignissen und Grundwasseranstiegen angenommen werden kann. Bei der Grundwassermessstelle Holzkirchen, die einen Flurabstand von annähernd 100 m aufweist, ist kein zeitlicher Zusammenhang erkennbar. NEMETH (1983:666) stellt anhand von Untersuchungen an Kiesen im Labor und in-situ in München-Harlaching zwei Mechanismen für die Niederschlagsversickerung fest. Bei kontinuierlicher, langsamer Versickerung der Niederschläge in ungesättigten Kiesen werden demnach Sickergeschwindigkeiten zwischen

10 m/a und 20 m/a erreicht. Bei gesättigten Verhältnissen können diese hingegen auf Werte von mehreren Metern pro Tag ansteigen. NEMETH (1983:664) konnte zeigen, dass es sich hierbei nicht um eine hydraulische Druckübertragung, sondern um tatsächliche Sickervorgänge handelt. Durch Überlagerung der beiden Mechanismen können bereits in wenigen Metern unter Umständen Auswirkungen einzelner Regenereignisse nicht mehr beurteilt werden. Die Ergebnisse der Gegenüberstellung der Niederschlags- und der Grundwasserstandsdaten bestätigt diese Beobachtungen.

b) Messstellenpaare im Osten der Münchner Schotterebene:

Im Osten der Münchner Schotterebene wurden die Messstellenpaare Haar (Ns) und Haar-Eglfing Q11 (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 14 m) bzw. Eglfing Lehrer 265B (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 13 m), Finsing (Ns) und Pliening 556A (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 4 m) sowie Eichenried (Ns) und Eichenried Q14 (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 3 m) ausgewertet.

Nach Niederschlagsereignissen ist in vielen Fällen ein Anstieg der Grundwasserstände zu beobachten. Anfang Juni 2013 wurden in den Niederschlagsmessstellen Niederschläge von bis zu ca. 150 mm aufgezeichnet. In den beiden Grundwassermessstellen Pliening 556A und Eichenried Q14, die einen nur sehr geringen Flurabstand aufweisen, konnte mit ein bis zwei Tagen Zeitverzögerung ein Anstieg der Grundwasserstände beobachtet werden. Der maximale Anstieg innerhalb eines Tages betrug 0,46 m bzw. 0,72 m, innerhalb weniger Tage stieg das Grundwasser um ca. 1,2 m bzw. 1,4 m an. Bei den Grundwassermessstellen Eglfing Q11 und Eglfing-Lehrer 265B, die einen um ca. 10 m größeren Flurabstand aufweisen, ergibt sich aus den Messdaten ein Zeitversatz zwischen Einsetzen der Niederschläge und Anstieg des Grundwassers von ca. zwei bis vier Tagen und ein maximaler Anstieg innerhalb eines Tages von 0,15 m bzw. 0,14 m. Innerhalb von zwei Wochen wurde in beiden Messstellen ein Grundwasseranstieg von annähernd 1,0 m verzeichnet.

c) Messstellenpaare im Westen der Münchner Schotterebene:

Die Untersuchungen im Westen der Münchner Schotterebene umfassen die Messstellenpaare Roggenstein (Ns) und Eichenau Q17 (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 2 m), Roggenstein (Ns) und Puchheim 552 (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 2 m), Puch (Ns) und Maisach 425B (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 2 m) sowie Gilching (Ns) und Gilching 807 (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 2 m).

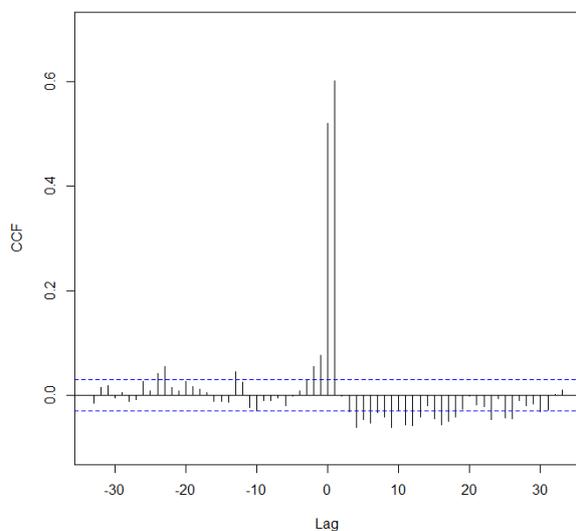
Die untersuchten Grundwassermessstellen im Westen der Münchner Schotterebene weisen alle einen sehr geringen Flurabstand von jeweils im Mittel nur ca. 2 m. Nach Starkniederschlagsereignissen ist i.d.R. ein Anstieg der Grundwasserstände zu verzeichnen. Die Ergebnisse ähneln denen der im Osten der Münchner Schotterebene gelegenen Grundwassermessstellen Pliening 556A und Eichenried Q14, die einen vergleichbaren Flurabstand aufweisen. Seit Beginn der täglichen Grundwasserstandsaufzeichnungen (beginnend zwischen 2004 und 2011) wurden maximale Grundwasseranstiege innerhalb eines Tages zwischen 0,39 m und 0,63 m verzeichnet. Bei dem Ereignis im Juni 2013 waren Auswirkungen der Niederschläge auf das Grundwasser mit einem Zeitversatz von maximal etwa einem Tag zu beobachten. Innerhalb von ca. vier Tagen stieg das Grundwasser zwischen ca. 0,7 m (Puchheim 552) und ca. 1,6 m (Gilching 807) an.

d) Messstellenpaare im Norden der Münchner Schotterebene:

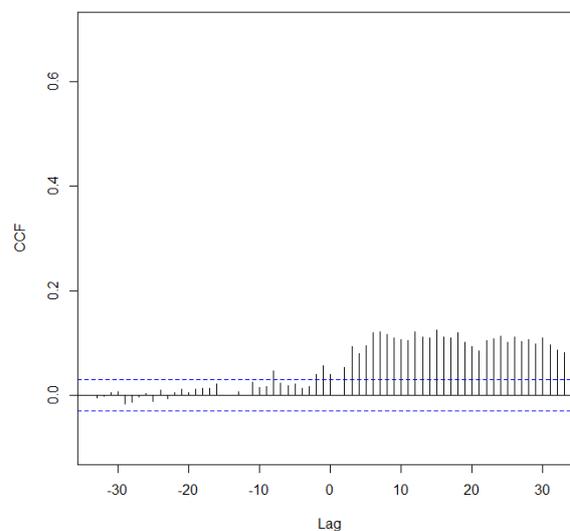
Im Norden der Münchner Schotterebene wurden die Messstellenpaare Haimhausen-Ottershausen (Ns) und Haimhausen (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 2 m) sowie Freising (Ns) und Freising 275C (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 2 m) bzw. Pulling Q8 (Gw, mittlerer Flurabstand ca. 3 m) ausgewertet.

Die Untersuchungsergebnisse an den Messstellen im Norden der Münchner Schotterebene decken sich mit denen im Osten und Westen, was auf den vergleichbar geringen Flurabstand zurückzuführen ist. Niederschlagsereignisse pausen sich auf den Grundwasserstand durch. Im Zeitraum seit 2005 bzw. 2006, in dem tägliche Messdaten vorliegen, wurden maximale Grundwasseranstiege innerhalb eines Tages von ca. 0,4 m bis ca. 0,6 m beobachtet. Die Niederschläge Ende Mai/Anfang Juni 2013 führten bei den Messstellen zu einem Anstieg von ca. 0,6 m bis ca. 1,1 m innerhalb von etwa vier Tagen, wobei der Anstieg spätestens einen Tag nach Beginn der Niederschläge begann.

Aus den Kreuzkorrelationen zwischen den Niederschlägen und den Grundwasserstandsdifferenzen ist bei den im Osten, Westen und Norden gelegenen Grundwassermessstellen mit geringen Flurabständen der enge zeitliche Zusammenhang zwischen Niederschlagsereignissen und Grundwasseranstiegen ersichtlich. Die maximalen Korrelationswerte werden für einen Zeitversatz von null bis zwei Tagen erzielt. Beispielhaft hierfür ist in Abbildung 9 die Korrelation der Niederschlagsmessstelle Roggenstein und der Grundwassermessstelle Eichenau Q17 dargestellt. Bei den Messstellen Oberhaching D D 62, Haar-Eglfing Q11 und Eglfing-Lehrer 265B, die alle einen mittleren Flurabstand zwischen 10 m und 15 m aufweisen, sind die Ergebnisse bereits weniger eindeutig, hier ist ein langsamer Abfall der Korrelationswerte vom Maximum beim Lag 1 mit zunehmendem zeitlichen Abstand zu erkennen. Bei den Grundwassermessstellen im Süden, die einen größeren Flurabstand aufweisen, – Holzkirchen, Sauerlach Q9 und Aying Q10 – ist hingegen kein zeitlicher Zusammenhang mehr ersichtlich, wie auch aus Abbildung 10 hervorgeht, die die fehlende Korrelation zwischen den Niederschlagswerten der Station Aying (Brauerei) und den Grundwasserständen der Grundwassermessstelle Aying Q10 zeigt.



**Abbildung 9:** Kreuzkorrelationen zwischen den Niederschlagswerten der Messstelle Roggenstein und den Differenzen der Grundwasserstände der Grundwassermessstelle Eichenau Q17

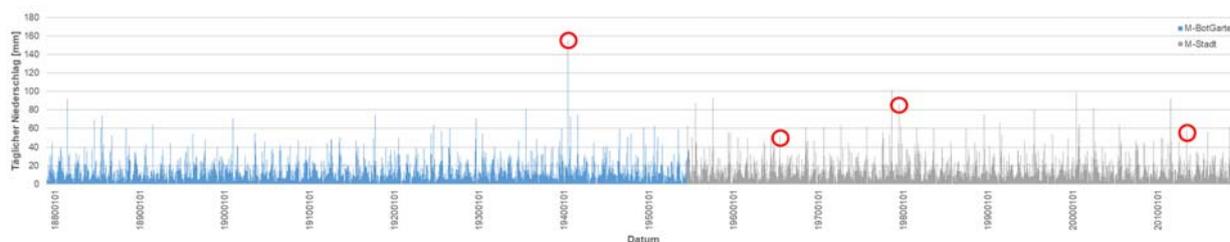


**Abbildung 10:** Kreuzkorrelationen zwischen den Niederschlagswerten der Messstelle Aying (Brauerei) und den Differenzen der Grundwasserstände der Grundwassermessstelle Aying Q10

Im urbanen Raum können die Auswirkungen von Niederschlagsereignissen auf den Grundwasserstand aufgrund der anthropogenen Beeinflussung in Form von Oberflächenversiegelung mit verringerten Sickermaßen einerseits und andererseits direkter Niederschlagsversickerung mit geringer zeitlicher Verzögerung unterschiedlich ausfallen (Abschnitt 4.6.3).

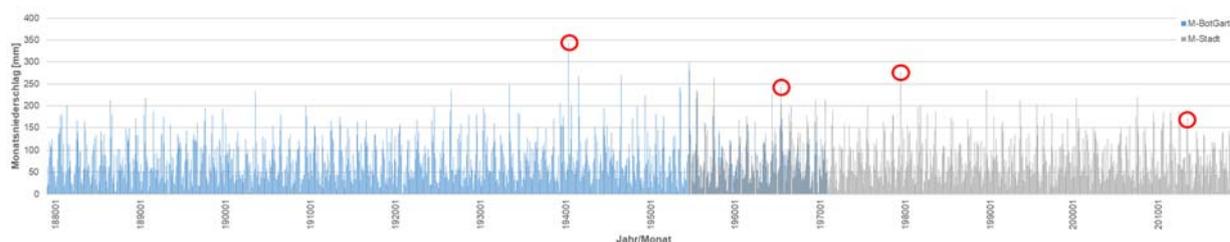
Neben dem Zusammenhang zwischen Niederschlagsereignissen und Grundwasseranstiegen wurde anhand von Niederschlagszeitreihen des Deutschen Wetterdienstes (DWD), die kostenfrei

über das Climate Data Center des DWD (<https://cdc.dwd.de/portal/>) heruntergeladen werden können, auch der Zusammenhang zwischen der Niederschlagshöhe und dem Auftreten von Hochwasserereignissen untersucht. In Abbildung 11 sind tägliche Niederschlagsmessungen der Messstationen München-Botanischer Garten und München-Stadt ab dem Jahr 1879 dargestellt. Die Niederschläge zu den Zeitpunkten von vier bekannten Grundhochwasserereignissen – HW1940, HW1965, HW1979 und HW2013 – sind mit roten Kreisen gekennzeichnet. Auffällig ist insbesondere der hohe Niederschlag im Jahr 1940. Zum Zeitpunkt des HW1979 sind ebenfalls hohe Niederschläge zu verzeichnen, während zu den Zeitpunkten des HW1965 und des HW2013 keine übermäßig hohen Niederschläge erfasst wurden.



**Abbildung 11:** Tägliche Niederschlagsdaten der Messstationen München-Botanischer Garten und München-Stadt des Deutschen Wetterdienstes im Zeitraum Januar 1879 bis Oktober 2019

Die gleiche Auswertung wurde mit den monatlichen Niederschlägen durchgeführt, da die den Grundhochwässern zugeordneten Niederschläge über mehrere Tage fielen. Die oben genannten Grundhochwasserereignisse sind erneut mit roten Kreisen gekennzeichnet. Die Monate, in denen HW1940, HW1965 und HW1979 auftraten, weisen alle sehr hohe Monatsniederschläge auf. Das HW2013 bildet hierzu eine Ausnahme.



**Abbildung 12:** Monatsniederschläge der Messstationen München-Botanischer Garten und München-Stadt des Deutschen Wetterdienstes im Zeitraum Januar 1879 bis Oktober 2019

In Tabelle 2 werden die Niederschlagsmengen zu den vier Grundhochwasserereignissen mit den Niederschlagsmengen für zwei unterschiedliche Dauerstufen und unterschiedliche Jährlichkeiten nach Kostra-DWD 2010 verglichen. Es zeigt sich, dass dem HW1940-Ereignis Niederschlagsmengen vorausgehen, die eine Jährlichkeit von deutlich über 100 Jahren haben, sowohl was die Dauerstufe von 24 h angeht als auch die Dauerstufe von 72 h. Das HW1979 weist auch eine hohe Jährlichkeit der Niederschläge, insbesondere hinsichtlich der Dauerstufe von 72 h auf. Dem HW1965 liegen hingegen keine sonderlich intensiven Niederschläge zugrunde. Hier weisen die Regenereignisse nur eine vergleichsweise geringe Jährlichkeit auf.

**Tabelle 2:** Vergleich von Niederschlagsmengen und Jährlichkeiten

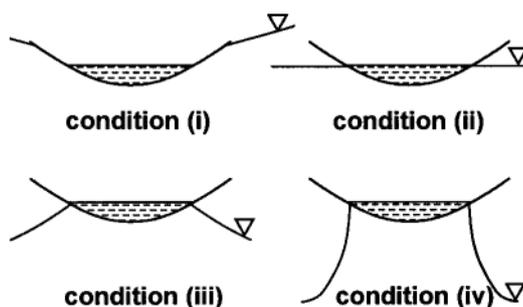
Grundhochwasserereignis	Tägliche Niederschläge [mm]		KOSTRA-DWD 2010 Niederschlagshöhen [mm] (Mittelwerte für München)	
	München-Botanischer Garten	München-Stadt	Dauerstufe 24 h	Dauerstufe 72 h
1940	29.05. 82,1 30.05. 155,2 31.05. 16,2 Summe: 253,5		100 a: ca. 110	100 a: ca. 160
1965		29.05. 34,6 30.05. 0,0 31.05. 51,8 Summe: 86,4	1 a: ca. 47 2 a: ca. 57	3 a: ca. 90
1979		16.06. 19,5 17.06. 85,6 18.06. 30,8 Summe: 135,9	10 a: ca. 80 20 a: ca. 89	30 a: ca. 135
2013		31.05. 35,1 01.06. 19,1 02.06. 56,7 Summe: 110,9	2 a: ca. 57	10 a: ca. 114

### 4.3 Oberflächengewässer

#### 4.3.1 Fließgewässer

##### 4.3.1.1 Grundlagen

In Abhängigkeit der Höhenlage des Grundwasserspiegels und des Wasserstandes in Flüssen oder anderen Oberflächengewässern kann es zu einem Austausch von Wasser kommen. Voraussetzung hierfür ist die Durchlässigkeit der Sohle des Oberflächengewässers. RUSHTON (2003) stellt in Abbildung 13 die grundsätzlichen Möglichkeiten der Interaktion von Grundwasser und Flüssen dar. Demnach kommt es zu einem Zufluss von Grundwasser, wenn der Grundwasserspiegel oberhalb des Flusspegels liegt (Condition i), bei gleichem Wasserstand findet kein nennenswerter Austausch statt (Condition ii). Bei undurchlässiger Sohle kommt es zu einer Infiltration von Fluss- ins Grundwasser, wenn der Grundwasserspiegel unterhalb des Flusspegels liegt. Der Grundwasserspiegel im Nahbereich des Flusses hängt hierbei neben der Durchlässigkeit des Untergrunds auch vom Abstand zwischen dem Grundwasserstand und der Gewässer-sohle ab (Condition iii und iv).

**Abbildung 13:** Möglichkeiten der Fluss-Grundwasserinteraktion (RUSHTON 2003:115).

#### 4.3.1.2 Messung der Infiltration

Nach DOHR (in PROCHER 1985:81) lässt sich die Infiltration von Oberflächenwasser in das Grundwasser anhand von Temperaturmessungen im Winter feststellen. Dabei erfolgt eine Abkühlung des Grundwassers durch kaltes Flusswasser. Des Weiteren können Untersuchungen mit stabilen Isotopen Aufschluss zur Interaktion geben (TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE 2015:149ff.).

Nach DOHR & GRUBAN (1999:18) ist die Isar bis etwa zum südlichen Stadtkern von München nicht bis ins Tertiär eingetieft. Eine Infiltration von Isarwasser ins quartäre Grundwasser ist somit möglich und kann sowohl mittels Temperatur- als auch mittels Isotopenmessungen bestätigt werden (DOHR & GRUBAN 1999:50, TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE 2015:151f.). Nördlich des Stadtkerns hat sich die Isar bis ins Tertiär eingetieft und wirkt hier für das Grundwasser als Vorfluter.

Bei Messungen im Umfeld der Würm konnten keine Veränderungen der Temperatur festgestellt werden, die auf eine Infiltration von Oberflächenwasser ins Grundwasser hindeuteten (DOHR & GRUBAN 1999:50).

#### 4.3.1.3 Einfluss von Fließgewässern im Bereich der Münchner Schotterebene

PROCHER (1985:81) gibt an, dass während des Hochwasserereignisses im Jahr 1973 ein großes Grundwassergefälle von  $i = 10 ‰$  bis  $12 ‰$  durch Infiltration von Isarwasser ins Grundwasser beobachtet werden konnte. In einer Reichweite von 80 m bis 100 m verringert sich das Grundwassergefälle wieder auf einen regional üblichen Wert von  $i = 2 ‰$  bis  $4 ‰$ . Auch BLASY (1974:52) gibt für die Würm an, dass diese in das Grundwasser infiltriert und dabei zwischen Gauting und Pasing ca. 500 l/s und 700 l/s, bei höheren Flusswasserständen vermutlich auch noch mehr, an den Grundwasserleiter abgibt. Aus Grundwassermessungen in Freising, die durch das Zentrum Geotechnik der Technischen Universität München ausgewertet wurden, ist zudem bekannt, dass die Moosach zumindest im untersuchten Flussabschnitt in das Grundwasser infiltriert.

Des Weiteren wirken sich die Vorfluter nach SCHRÖDER (1967 in SCHIRM 1968:71) insofern auf die Grundwasserschwankungen aus, dass diese vom Vorfluter zur Wasserscheide hin zunehmen, wenn der Vorfluter nicht ins Grundwasser einspeist.

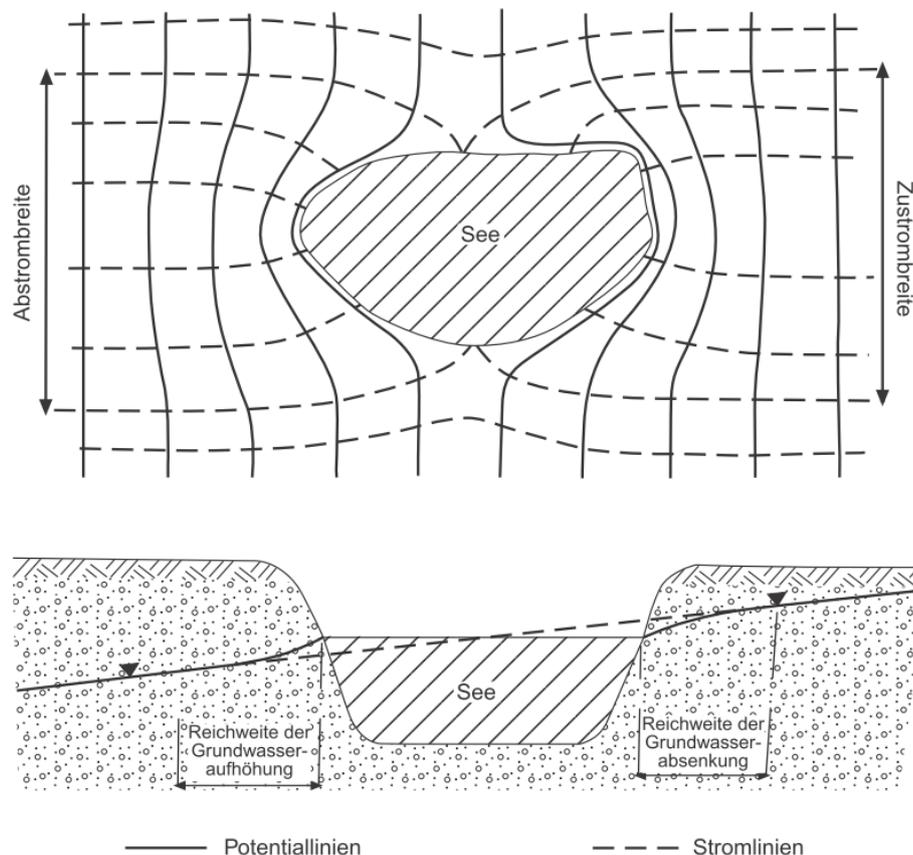
Gemäß BAUER ET AL. (2005:88) lassen sich in Grundwassermessstellen im Raum München zwei Trends beobachten. Neben ansteigenden Grundwasserständen aufgrund einer zunehmenden Niederschlagsversickerung kann demnach eine Abnahme der Stände aufgrund des Baus des Sylvensteinstausees festgestellt werden. Der mangelnde Sedimentnachschub führt demzufolge zu einer zusätzlichen Eintiefung der Isar mit der Folge, dass weniger Isarwasser ins Grundwasser infiltrieren kann.

Zusammenfassend lässt sich somit ein Einfluss von Oberflächengewässern auf die Grundwasserstände des quartären Aquifers feststellen, allerdings sind die Einflüsse auf den Nahbereich um die Gewässer und somit einen nur kleinen Teil der Münchner Schotterebene beschränkt.

#### 4.3.2 Stehende Gewässer

Der Großteil der Seen im Bereich der Münchner Schotterebene entstand als Baggerseen durch die Kiesentnahme für Infrastrukturmaßnahmen und steht im Kontakt mit dem Grundwasser. Die Seen haben aufgrund der Interaktion mit dem Grundwasser Auswirkungen auf die Grundwasserhältnisse und die Grundwasserstände in ihrem Umfeld. Nach BERTLEFF ET AL. (2001:12) stellen Baggerseen aufgrund ihres geringeren Fließwiderstands präferentielle Fließwege für das

Grundwasser dar. Die hydraulischen Verhältnisse im Umfeld eines Baggersees, der in Kontakt mit dem Grundwasser steht, sind in Abbildung 14 dargestellt.



**Abbildung 14:** Grundwasserhydraulik im Nahbereich von Baggerseen (BERTLEFF ET AL. 2001:11)

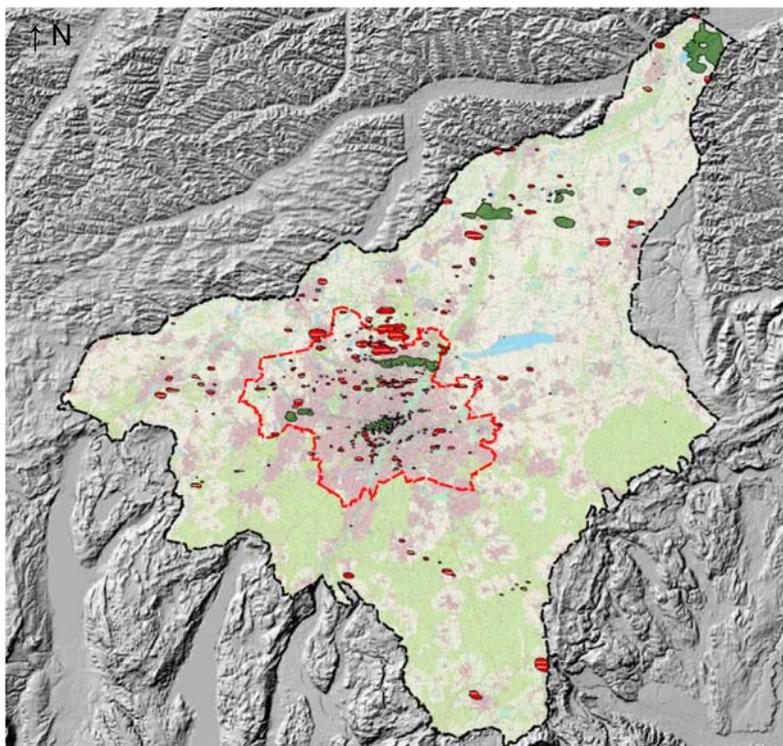
Eine große Anzahl an Seen im Bereich der Münchner Schotterebene entstanden in den 1930er und 1940er Jahren (z.B. Feldmochinger See, Garchinger See, Karlsfelder See oder Lerchenauer See). Aufgrund dieses im Vergleich zu den verfügbaren Grundwasserstandsmessreihen höheren Alters, ist der Einfluss der Seen in den Ganglinien seit deren Beginn enthalten. In den 1960er und 1970er Jahren (z.B. Echingener See, Feringasee, Neufahrner See oder Germeringer See) entstanden ebenfalls viele Baggerseen. Der Einfluss dieser jüngeren Seen auf die Grundwasserverhältnisse ist bei langjährigen Grundwasserganglinien ggf. zu prüfen.

#### 4.4 Unterirdische Zuflüsse

Aus dem südlich der Schotterebene gelegenen Moränengebiet fließt Grundwasser den quartären Kiesen zu. Bei Holzheim werden so beispielsweise der Schotterebene ca.  $1,2 \text{ m}^3/\text{s}$  Grundwasser zugeführt (BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR LANDESENTWICKLUNG UND UMWELTFRAGEN 1980:201).

Neben dem horizontalen Zustrom von Grundwasser in die Schotterebene muss zudem davon ausgegangen werden, dass tertiäres Grundwasser aus mächtigen Sandschichten unterhalb der quartären Schotter, die wiederum mit verschiedenen tieferen tertiären Aquiferen in Kontakt stehen, dem quartären Grundwasserleiter zuströmt. Potentielle Bereiche, in denen dies stattfindet, wurden vom TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE (2015:108ff.) identifiziert (Abbildung 15).

Über die dem quartären Aquifer zuströmenden Grundwassermengen liegen keine Angaben vor.



**Abbildung 15:** Im Rahmen des GEPO-Projektes identifizierte Bereiche (rot und grün) mit einer möglichen Interaktion zwischen dem quartären und den tertiären Grundwasserleitern (TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE 2015). Rote Flächen stellen Bereiche dar, in denen aufgrund von geologischen Hinweisen mit einem hydraulischen Kontakt gerechnet wird. Bei grünen Flächen liegen zusätzlich zu den geologischen Hinweisen auch grundwasserhydraulische Hinweise für einen Kontakt vor. Breite des Ausschnitts ca. 110 km.

## 4.5 Quellaustritte

Quellaustritte sind im Bereich von Tälern, bei denen sich die Flüsse bis in die tertiären Schichten eingeschnitten haben, als Schichtquellen aufzufinden. Nach SCHIRM (1968:40) finden sich die an Quellen sich bildenden Kalktuffe u.a. in den Tälern von Isar, Doblach, Kupferbach, im Teufelsgraben und im Mangfalltal, BLASY (1974:29ff.) und TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE (2015:75f.) berichtet von Quellen im Isar- und im Würmtal.

Die Auswirkungen von Quellen auf die Grundwasserverhältnisse sind lokal auf die Nahbereiche der Taleinschnitte begrenzt. Da die Grundwassermessungen aus den betroffenen Bereichen die Einflüsse der Quellaustritte beinhalten und diese zeitlich keinen signifikanten anthropogenen Veränderungen unterliegen, spielen Quellaustritte bei der weiteren Betrachtung keine nennenswerte Rolle. Bei der Interpolation von statistisch ermittelten Bemessungsgrundwasserständen können die Einflüsse aber durchaus von Bedeutung sein, insbesondere wenn nur ein Teil der untersuchten Grundwassermessstellen im Einflussbereich der Hangquellen liegen.

## 4.6 Anthropogene Beeinflussung der Grundwasserverhältnisse

### 4.6.1 Grundlagen

Anthropogene Beeinflussungen des Grundwasserspiegels können in einer Vielzahl an Varianten vorliegen, die Auswirkungen auf unterschiedlichen Skalen haben. Linienbauwerke oder Kanäle können die Grundwasserverhältnisse in großen Bereichen beeinflussen, während sich Undichtig-

keiten an Kanälen oder Grundwasserentnahmen aus Brunnen unter Umständen lokal stark begrenzt auswirken. Die Quantifizierung von derlei Beeinflussungen ist oftmals schwierig, weil nur eine unzureichende Kenntnis über die Einflussfaktoren besteht und Messungen ebenfalls nur begrenzt Auskunft über Beeinflussungen geben bzw. eine Identifikation von Beeinflussungen oftmals nicht erlauben.

#### **4.6.2 Grundwasserentnahmen**

Grundwasserentnahmen bewirken eine Absenkung des Grundwasserspiegels im Umfeld des Entnahmebrunnens. Bei der Wiederversickerung von Grundwasser, wie sie beispielsweise in Versickerungsbrunnen für Bauwasserhaltungen oder geothermische Nutzungen auftritt, wird der Grundwasserstand hingegen künstlich erhöht.

TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE (2015:146ff.) erwähnt für die Münchner Schotterebene 5006 recherchierte Objekte, die Grundwasser entnehmen oder geothermisch nutzen. Des Weiteren werden Grundwasserentnahmen zwischen ca. 52 Mio. m<sup>3</sup>/a und ca. 63 Mio. m<sup>3</sup>/a für insgesamt 192 EÜV-pflichtige Anlagen aufgeführt. Neben den dauerhaften Grundwasserentnahmen und -versickerungen sind zudem noch temporäre Beeinflussungen, insbesondere durch Bauwasserhaltungen, zu berücksichtigen.

#### **4.6.3 Oberflächenversiegelung und Niederschlagsversickerung**

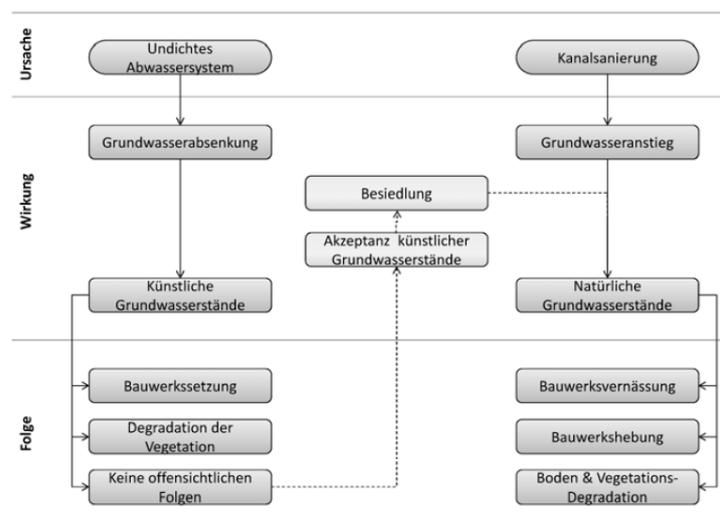
Gemäß BWK (2009:12) kann es durch Niederschlagsversickerungen zu einer Aufhöhung des Grundwasserstandes kommen. Dies ist demnach insbesondere der Fall, falls die versickerten Niederschlagsmengen deutlich höher sind als die Grundwasserneubildung. Erhöhte Grundwasserstände sind v.a. dann zu erwarten, wenn die Versickerung in größerem Umfang vorgenommen wird, der Flurabstand gering ist und die Durchlässigkeit ebenfalls niedrig ist.

#### **4.6.4 Bauwerke im Grundwasser**

Bauwerke, die ins Grundwasser hineinreichen, stellen ein dauerhaftes Hindernis für den Grundwasserstrom dar, insbesondere wenn sie quer zur Grundwasserfließrichtung verlaufen. Dauerhafte Veränderungen der Grundwasserverhältnisse, die ein Maß von 10 cm (WASSERWIRTSCHAFTSAMT MÜNCHEN 2013) nicht überschreiten, werden in München üblicherweise toleriert. Bei deutlicheren Veränderungen sind jedoch Grundwasserkommunikationsanlagen, sogenannte Grundwasserdüker, oder vergleichbare Maßnahmen vorzusehen. In München bestehen Grundwasserdüker üblicherweise aus Schächten auf der Anström- und Abströmseite eines Bauwerks, die durch eine Querleitung miteinander verbunden sind. Über horizontale Filterstränge wird das Grundwasser gefasst, in den Schacht auf der Anströmseite und anschließend nach dem Prinzip der kommunizierenden Röhren in den Schacht auf der Abströmseite geleitet, von wo aus es über weitere horizontale Filterstränge dem Grundwasserkörper wieder zugeführt wird. Allerdings kann das Grundwasserregime nicht nur durch das Bauwerk an sich, sondern auch durch die Grundwasserdüker beeinflusst werden. PROCHER (1985:68ff.) beschreibt ein älteres Dükersystem, das aus Sammelleitungen besteht, die parallel zur U-Bahnlinie verlaufen und mit Querleitung im Abstand von 20 m bis 30 m verbunden sind, und welches u.a. am U-Bahnhof Hohenzollernplatz zur Anwendung kam. Einerseits wurden die Strömungsverhältnisse hier durch die über 400 m langen Sammelleitungen beeinflusst, indem die Sammelleitungen wie Dränagen wirkten. Andererseits ist das System nicht revisionsfähig. Die dauerhafte Durchströmung des Dükers ist somit nicht gewährleistet.

#### 4.6.5 Unterirdische Kanalisation

Das UMWELTBUNDESAMT (UBA 2015:219ff.) beschäftigt sich u.a. mit der Interaktion zwischen undichten Kanälen mit dem Grundwasser sowie den Folgen für die Grundwasserverhältnisse, wenn undichte Kanäle abgedichtet werden. Als mögliche Folgen undichter Kanäle werden bei Infiltration von Grundwasser in das Kanalsystem unkontrollierte Grundwasserabsenkungen, Vegetationsschäden und Auswirkungen auf die Standsicherheit von Gebäuden genannt, bei Exfiltration von Abwasser v.a. Verunreinigungen des Grundwassers und Suffosion. Durch die Kanalsanierung kann es insbesondere dann zu Problemen kommen, wenn Gebäude auf Grundlage veränderter Grundwasserspiegel dimensioniert wurden und sich durch die Sanierung die Grundwasserverhältnisse ändern. Die Auswirkungen bei Infiltration von Grundwasser in das Kanalsystem und Sanierung der Undichtigkeiten sind in Abbildung 16 zusammengefasst.



**Abbildung 16:** Ursache, Wirkung und Folge von undichten Kanälen und Kanalsanierungen (UBA 2015:220)

Für München waren keine quantitativen Daten hinsichtlich des Einflusses von Undichtigkeiten der Kanäle auf die Grundwasserverhältnisse vorhanden. Untersuchungen am Lehrstuhl für Hydrogeologie der Technischen Universität München (RITTLER 2017) in Zusammenarbeit mit der Münchner Stadtentwässerung zeigten keine signifikanten Veränderungen der Grundwasserstände in den betrachteten Grundwassermessstellen nach Kanalsanierungen.

#### 4.6.6 Oberirdische Gräben und Kanäle

SCHIRM (1968:108ff.) beschreibt die Auswirkungen des Abfanggrabens und des Hüllgrabens auf die Grundwasserverhältnisse östlich von München. Der Abfanggraben führt vom Münchner Stadtteil Johanneskirchen in ostnordöstlicher Richtung bis nördlich von Landsham und anschließend weiter in nördlicher Richtung, bis er südlich des Speichersees in den Mittleren Isarkanal mündet. Nach Schirm führte der Abfanggraben zu einer weitgehenden Entwässerung des Erdinger Moores und zu einer Absenkung des Grundwasserspiegels um 2,5 m bis 7,0 m.

Der Hüllgraben fasst das Wasser des Hachinger Bachs und ihm zufließendes Grundwasser und fließt anschließend in den Abfanggraben.

Aus Grundwassermessungen, die am Zentrum Geotechnik der Technischen Universität München ausgewertet wurden, hat sich ergeben, dass der Mittlere Isarkanal ebenfalls bereichsweise in den quartären Aquifer infiltriert bzw. als Vorfluter für das Grundwasser wirkt. Mittlerweile wurde der Kanal in den untersuchten Abschnitten nach unten abgedichtet.

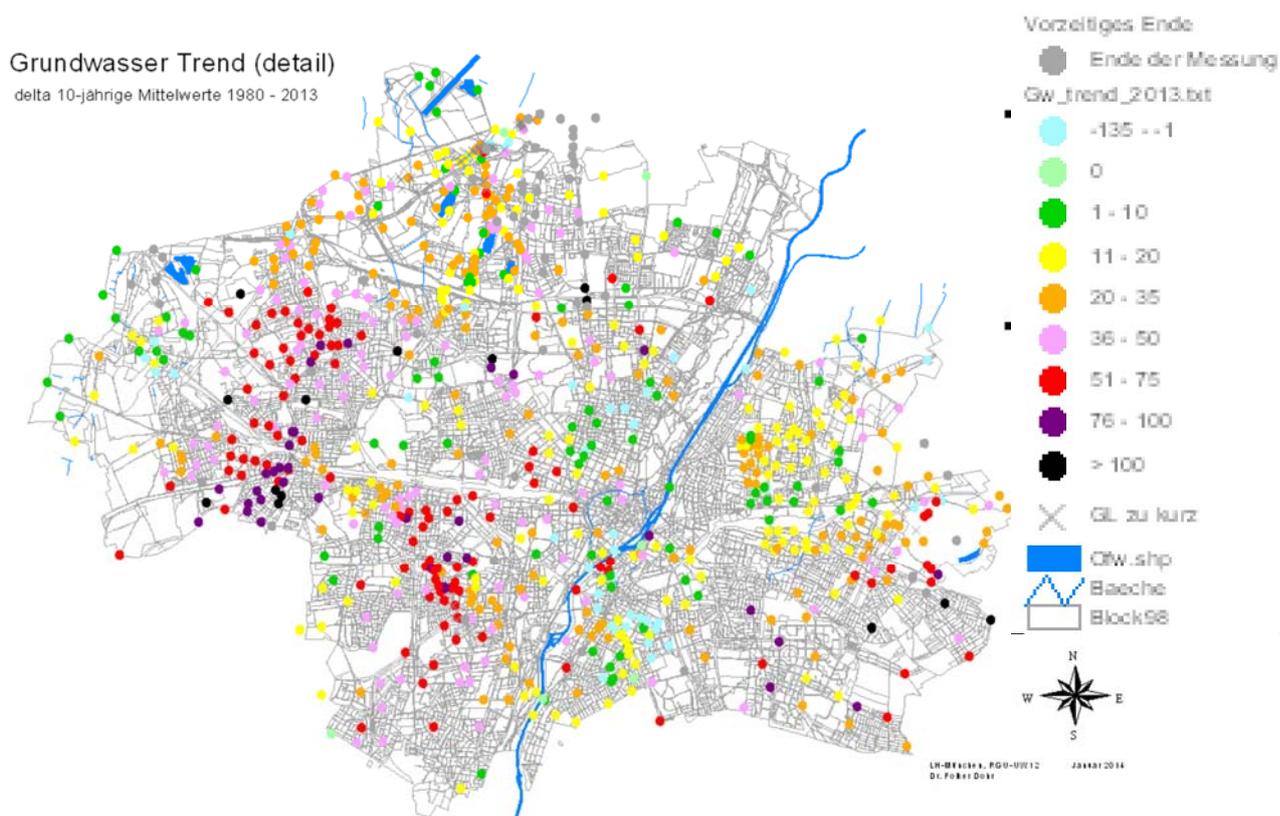
#### 4.6.7 Wasserbauliche Maßnahmen

Durch Änderung des Fließregimes der Flüsse der Münchner Schotterebene, insbesondere der Isar, haben wasserbauliche Maßnahmen einen Einfluss auf die Grundwasserstände im Nahbereich dieser Fließgewässer. Zu den hervorzuhebenden Eingriffen zählen einerseits der Bau des Sylvensteinspeichers in den 1950er Jahren sowie die Isarrenaturierung in den 2000er Jahren.

BAUER ET AL. (2005) vermuten im Bau des Sylvensteinspeichers den Grund für langfristig abnehmende Grundwasserstände im Bereich der Münchner Schotterebene. Anhand der eigenen statistischen Auswertung von langfristigen Grundwasserstandsmessreihen aus dem Bereich der Münchner Schotterebene wird dies allerdings als wenig wahrscheinlich erachtet. Eine genauere Quantifizierung der Einflüsse wasserbaulicher Maßnahmen auf die Grundwasserstände liegt allerdings nicht vor.

#### 4.6.8 Bewertung der anthropogenen Beeinflussung

Gemäß DOHR (REFERAT FÜR GESUNDHEIT UND UMWELT DER LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN 2015) sind in München langanhaltende Grundwasseranstiege zu verzeichnen. Die Auswertungen umfassen Vergleiche der 10-jährlichen Mittelwerte der Grundwasserstände im Zeitraum 1980 bis 2009 mit dem Mittelwert des Zeitraums 2010 bis 2014. Demnach sind im gesamten Stadtgebiet Grundwasseranstiege in diesem Zeitraum zu verzeichnen. Am höchsten fallen diese Anstiege in den Stadtteilen Pasing/Menzing/Moosach und Sendling/Laim (Abbildung 17). Als Ursache vermutet DOHR neben möglichen klimatischen Veränderungen insbesondere die zunehmende Bautätigkeit – mit ins Grundwasser reichenden Gebäuden, Tunneln und Kanälen –, die zunehmende Versiegelung, zunehmende Versickerung und Kanalsanierungen.



**Abbildung 17:** Veränderungen der Grundwasserstände seit 1980 gemäß den Auswertungen von DOHR (verändert nach REFERAT FÜR GESUNDHEIT UND UMWELT DER LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN 2015). Breite des Ausschnitts ca. 25 km.

## 4.7 Zusammenfassung der Einflussfaktoren

Gesamt betrachtet werden die Grundwasserstände im Bereich der Münchner Schotterebene maßgeblich von den Niederschlägen beeinflusst. Unterirdische Zuflüsse und die In- bzw. Exfiltration von Oberflächengewässern spielen eher eine lokale Rolle.

Anthropogene Beeinflussungen wirken oftmals nur lokal (z.B. ins Grundwasser reichende Bauwerke) oder temporär (z.B. Bauwasserhaltungen). Großräumige Auswirkungen können allerdings bei wasserbaulichen Maßnahmen oder durch das Zusammenwirken einer größeren Anzahl an lokalen Einflüssen entstehen.

## 5 Grundlagen der Zeitreihenanalyse

### 5.1 Grundlagen

Die Grundlagen der Zeitreihenanalyse als Beschreibung eines stochastischen Prozesses gehen auf Arbeiten von BOX & JENKINS (1970, aktuelle Fassung BOX, JENKINS & REINSEL 2008) zurück. Als Zeitreihen werden Folgen von Beobachtungen einer Größe bezeichnet, die zeitlich geordnet sind und die zumeist in einem gleichmäßigen Intervall erfasst werden, wie es u.a. auch bei Grundwassermessreihen der Fall ist.

Üblicherweise werden Zeitreihen in verschiedene Komponenten zerlegt, einen Trend  $T_t$ , eine Saisonkomponente  $S_t$  und einen zufälligen Anteil  $\varepsilon_t$  (SCHLITGEN 2015:22). Abhängig vom Verhalten der Zeitreihe werden die Komponenten einem additiven ( $Y_t = T_t + S_t + \varepsilon_t$ ), quasimultiplikativen ( $Y_t = T_t \cdot S_t + \varepsilon_t$ ) oder multiplikativen ( $Y_t = T_t \cdot S_t \cdot \varepsilon_t$ ) Modell zugeordnet, wobei die einzelnen Komponenten entsprechend summiert bzw. miteinander multipliziert werden.

Die grundlegenden Eigenschaften, die bei der Beurteilung von Zeitreihen benötigt werden, werden in Tabelle 3 zusammengefasst.

**Tabelle 3:** Grundlegende Funktionen zur Beurteilung von Zeitreihen und deren Bedeutung

Funktion	Gleichung	Bedeutung
Kovarianz $\gamma_{xy}$	$\gamma_{xy} = E[(x - \mu_x)(y - \mu_y)]$	Abhängigkeit von zwei Variablen $x$ und $y$ einer Zeitreihe mit den Mittelwerten $\mu_x$ und $\mu_y$
Korrelation $\rho_{xy}$	$\rho_{xy} = \frac{\gamma_{xy}}{\sqrt{\sigma_x \sigma_y}}$	Dimensionsloses Maß für den Zusammenhang zweier Variablen $x$ und $y$ einer Zeitreihe mit den Standardabweichungen $\sigma_x$ und $\sigma_y$
Autokovarianz $\gamma_k$	$\gamma_k = E[(x_t - \mu_x)(x_{t+k} - \mu_x)]$	Abhängigkeit zwischen zwei Zeitpunkten $x_t$ und $x_{t+k}$ einer Beobachtungsreihe mit dem Abstand $k$
Autokorrelation $\rho_k$	$\rho_k = \frac{\gamma(x_t, x_{t+k})}{\sqrt{\sigma_x^2}}$	Dimensionsloses Maß für den Zusammenhang von Werten einer Zeitreihe mit Abstand $k$
Partielle Autokorrelation	siehe u.a. CRYER & CHAN (2008:113)	Zusammenhang zwischen zwei Variablen mit Abstand $k$ ohne den Einfluss der dazwischenliegenden Variablen
Kreuzkovarianz $\gamma_k(x, y)$	$\gamma_k(x, y) = E[(x_{t+k} - \mu_x)(y_t - \mu_y)]$	Abhängigkeit von zwei Variablen $x$ und $y$ zweier Zeitreihen mit dem Abstand $k$

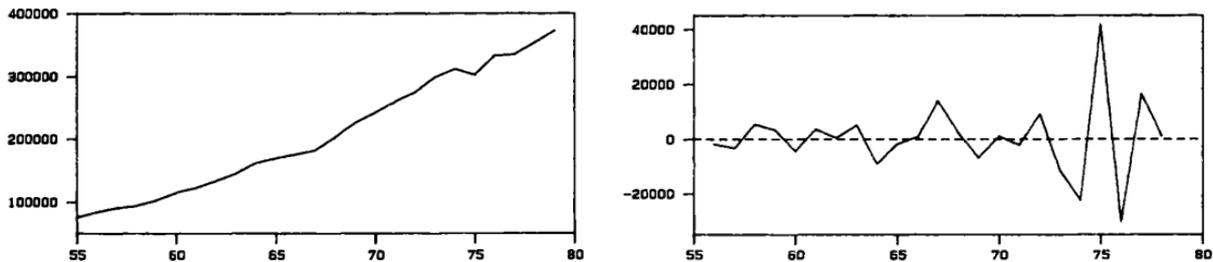
Funktion	Gleichung	Bedeutung
Kreuzkorrelation $\rho_{xy}$	$\rho_{xy} = \frac{\gamma_k(x, y)}{\sqrt{\sigma_x \sigma_y}}$	Dimensionsloses Maß für den Zusammenhang zweier Variablen $x$ und $y$ zweier Zeitreihen mit dem Abstand $k$

## 5.2 Stationarität, Instationarität, Heteroskedastizität und Trend

### 5.2.1 Grundbegriffe

Verändern sich bei einer Zeitreihe der Mittelwert, die Varianz als auch die Kovarianz nicht mit der Zeit, wird der Prozess als schwach stationär bezeichnet (SCHLITGEN 2015:13).

Trends stellen langfristige Veränderungen des Mittelwerts einer Zeitreihe dar. Es wird zwischen deterministischen und stochastischen Trends unterschieden. Prozesse mit deterministischen Trends, beispielsweise linearen Trends, können durch Trendeliminierung in stationäre Prozesse überführt werden. Bei stochastischen Trends kann der Trend durch Differenzenbildung eliminiert werden (Abbildung 18). Hierbei werden die Differenzen zwischen einzelnen Messwerten gebildet, z.B. die erste Differenz  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ .



**Abbildung 18:** Beispiel für die Eliminierung eines Trends durch Differenzenbildung anhand der jährlichen Stromproduktion (verändert nach SCHLITGEN & STREITBERG 2001:41). Links: Messreihe, rechts: zweite Differenz der Messwerte.

Messreihen, deren Varianz sich mit der Zeit ändert, werden als heteroskedastisch bezeichnet. Die Identifikation heteroskedastischen Verhaltens wird in Abschnitt 5.3.4 behandelt.

### 5.2.2 Trendtests

#### 5.2.2.1 Verfahren

Zur Trenddetektion steht eine Vielzahl an parametrischen und nicht-parametrischen Testverfahren zur Verfügung. Im Rahmen dieser Arbeit werden der Mann-Kendall-Trendtest und die Autokorrelationsfunktion zur Trenddetektion herangezogen. Bei der Auswahl von Verfahren zur Identifizierung von Trends muss darauf geachtet werden, für welche Art von Trend die einzelnen Verfahren am besten geeignet sind.

#### 5.2.2.2 Mann-Kendall-Trendtest

Der Mann-Kendall-Trendtest geht auf Arbeiten von MANN (1945) und KENDALL (1948) zurück. Bei dem Test wird eine unabhängig und identisch verteilte Zeitreihe vorausgesetzt. Der Test eignet sich zur Feststellung von monotonen Trends, wobei gemäß der Nullhypothese des Tests kein Trend in der Zeitreihe vorliegt (HIPEL & MCLEOD 1994:864). Zudem ist der Test eher für die Identifizierung von deterministischen Trends geeignet (HIPEL & MCLEOD 1994:856). Für den Test muss die Zeitreihe nicht unbedingt äquidistante Messwerte aufweisen.

Die Teststatistik  $S$  des Mann-Kendall-Trendtests errechnet sich nach [1]. Es werden jeweils zwei Werte miteinander verglichen, wobei der zeitliche Abstand zwischen den Messwerten im Lauf der Berechnung von  $S$  zunimmt. In Abhängigkeit von der Differenz zwischen den verglichenen Messwerten wird dem Zwischenergebnis für  $S$  der Wert 1 addiert ( $x_j > x_k$ ) oder von ihm subtrahiert ( $x_j < x_k$ ). Sind die Messwerte gleich ( $x_j = x_k$ ), bleibt das Zwischenergebnis unverändert. Bei zunehmendem Trend ergeben sich somit positive Werte für  $S$ , bei abnehmendem Trend negative Werte.

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \operatorname{sgn}(x_j - x_k) \quad [1]$$

$$\text{mit } \operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} +1 & \text{für } x > 0 \\ 0 & \text{für } x = 0 \\ -1 & \text{für } x < 0 \end{cases}$$

Nach KENDALL (1975 in HIPEL & MCLEOD 1994:864) ist  $S$  asymptotisch normalverteilt mit dem Erwartungswert  $E(S) = 0$ . Die Varianz von  $S$  bestimmt sich gemäß [2], wobei der Summenterm im Zähler nur bei gleichbleibenden Messwerten von Bedeutung ist.

$$\operatorname{Var}(S) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{j=1}^p t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \quad [2]$$

mit  $p$  Anzahl an Gruppen mit gleichbleibenden Messwerten  
 $t_j$  Anzahl an Messwerten in der  $j$ -ten Gruppe gleichbleibender Messwerte

Zur Überprüfung der Nullhypothese wird die Statistik  $Z$  nach [3] berechnet.

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{für } S > 0 \\ 0 & \text{für } S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\operatorname{Var}(S)}} & \text{für } S < 0 \end{cases} \quad [3]$$

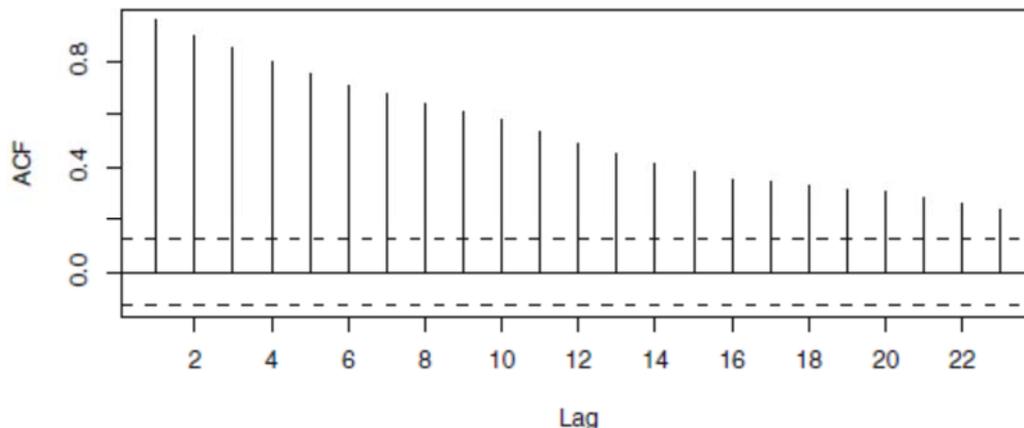
Abhängig vom Wert von  $Z$  kann für ein gewähltes Signifikanzniveau  $\alpha$  überprüft werden, ob ein signifikanter Trend vorliegt, indem  $Z$  mit dem entsprechenden Perzentil  $Z_{1-\alpha}$  der Normalverteilung verglichen wird. Im Fall  $Z > Z_{1-\alpha}$  wird die Nullhypothese verworfen und ein signifikanter Trend angenommen.

LISCHEID ET AL. (2012) merken an, dass beim Mann-Kendall-Trendtest die Signifikanz von Trends in Ganglinien möglicherweise überschätzt wird, wenn die untersuchte Ganglinie eine ausgeprägte Autokorrelation aufweist, und weisen auf ein Korrekturverfahren nach YUE & WANG (2004) hin. Das Verfahren nach YUE & WANG wurde im Rahmen des neuen Verfahrens zur statistischen Auswertung von Grundwasserständen bislang allerdings nicht verwendet.

### 5.2.2.3 Autokorrelationsfunktion

Instationaritäten von Zeitreihen spiegeln sich in der Autokorrelation wider. Als qualitatives Hilfsmittel zur Feststellung, ob eine Zeitreihe stationär oder instationär ist, wird die Autokorrelation gegenüber den Lags aufgetragen. Instationäre Zeitreihen weisen hierbei ein langsames Absinken der Werte der Autokorrelationsfunktion (ACF) gegen 0 auf (Abbildung 19). Die ACF eignet sich insbesondere für die Feststellung von stochastischen Trends (HIPEL & MCLEOD 1994:856). Durch

Differenzenbildung können solche Zeitreihen mit stochastischen Trends oftmals in einen stationären Prozess überführt werden (siehe Abschnitt 5.2.1).



**Abbildung 19:** ACF einer instationären Zeitreihe (Ölpreis im Zeitraum Januar 1986 bis Januar 2006) mit langsamem Absinken der Werte gegen 0 (CRYER & CHAN 2008:125)

Die quantitative Feststellung eines Trends anhand der ACF kann nach HIPEL & MCLEOD (1994:891f.) mittels des Lags 1 erfolgen. Hierbei wird in [4]  $k = 1$  gesetzt und der Wert der ACF  $r_1$  mit der Normalverteilung mit einem zu wählenden Signifikanzniveau verglichen.

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x})}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2}, k > 0 \quad [4]$$

## 5.2.3 Einordnung von Trends

### 5.2.3.1 Einheitswurzel- und Stationaritätstests

Einheitswurzeltests ermöglichen es, das Vorhandensein von Instationarität in Zeitreihen quantitativ zu belegen (CRYER & CHAN 2008:128). Sie dienen somit der Feststellung, ob eine Differenzenbildung notwendig ist (SCHLITTEGEN & STREITBERG 2011:300).

Autoregressive Prozesse (siehe Abschnitt 5.3.1) können als Polynom dargestellt werden. Die Grundlage der Einheitswurzeltests liegt nun darin, dass diese autoregressiven Prozesse nur dann stationär sind, wenn die Wurzeln des Polynoms außerhalb des Einheitskreises liegen (SCHLITTEGEN 2015:99). Insbesondere wenn die Wurzeln Werte um 1 aufweisen, sind Einheitswurzeltests sinnvoll, um entscheiden zu können, ob ein Prozess stationär oder instationär ist.

Stationaritätstests gehen davon aus, dass ein stationärer oder trendstationärer Prozess vorliegt und somit kein stochastischer Trend (ZIVOT & WANG 2006:112).

### 5.2.3.2 Dickey-Fuller- und Augmented Dickey-Fuller-Test (DF- und ADF-Test)

Den Ausgangspunkt für den Dickey-Fuller-Test (DF-Test) stellt ein AR(1)-Prozess  $X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t$  dar, wobei  $\alpha$  eine Konstante zur Beschreibung eines möglichen Trends und  $\varepsilon$  weißes Rauschen darstellt. Der Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test) wiederum wurde aus dem Dickey-Fuller-Test entwickelt. Beim ADF-Test wird im Gegensatz zum DF-Test eine Zeitreihe nicht gegen einen AR(1)-Prozess untersucht, sondern mit einem AR(p)-Prozess höherer Ordnung  $X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t$  verglichen (SCHLITTEGEN 2001:70).

Die Gleichung für den AR(p)-Prozess kann umgeformt werden zu  $X_t = a_1 X_{t-1} + a_2 (X_{t-1} - X_{t-2}) + \dots + a_p (X_{t-p-1} - X_{t-p}) + \varepsilon_t$  mit  $a_1 = \alpha_1 + \dots + \alpha_p$ . Hierfür kann gezeigt werden, dass der

Prozess genau dann instationär ist, wenn  $a_1 = 1$  (SCHLITGEN 2001:70). In diesem Fall ist die Nullhypothese des DF-/ADF-Tests erfüllt. Im Fall der Alternativhypothese hingegen ist der Prozess stationär (CRYER & CHAN 2008:129).

### 5.2.3.3 Phillips-Perron-Test (PP-Test)

Der PP-Test weist große Ähnlichkeiten mit dem ADF-Test auf und unterscheidet sich von diesem hauptsächlich darin, wie eine serielle Korrelation und Heteroskedastizität berücksichtigt werden (ZIVOT & WANG 2006:127). Während dies beim ADF-Test über eine parametrische Autoregression erfolgt, verwendet der PP-Test angepasste Teststatistiken.

Die Nullhypothese geht wie der ADF-Test von einem Wert von  $a_1 = 1$  aus.

### 5.2.3.4 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-Test (KPSS-Test)

Der KPSS-Test geht im Gegensatz zum ADF- und PP-Test davon aus, dass keine Einheitswurzel, also kein stochastischer Trend, vorliegt (ZIVOT & WANG 2006:129). Bei bestätigter Nullhypothese des Tests weist die untersuchte Zeitreihe dementsprechend stationäres Verhalten um einen Mittelwert oder um einen deterministischen Trend auf. Annahme oder Ablehnung der Nullhypothese erfolgt wie bei den Einheitswurzeltests über den Vergleich der KPSS-Teststatistik mit simulierten kritischen Werten.

## 5.2.4 Bewertung der Trendtests und der Verfahren zur Einordnung von Trends

LISCHEID ET AL. (2012:80) weisen auf mehrere Probleme mit Trendtests hin. So können längerfristige Schwankungen in Grundwasserganglinien auftreten, in deren Folge Trendtests selbst bei mehrere Jahrzehnte umspannenden Messreihen fälschlicherweise einen fallenden oder steigenden Trend in Ganglinien zeigen können. Bei kürzeren Messreihen kann zudem der zur Verfügung stehende Zeitraum darüber entscheiden, ob ein steigender oder ein fallender Trend detektiert wird. Ein derartiges Verhalten kann bei Ganglinien südlich von München beobachtet werden (siehe hierzu beispielsweise Abbildung 28). Eine weitere Problematik stellen nach LISCHEID ET AL. Wechselwirkungen zwischen Autokorrelation und Trend dar. Diese können zu einer Überschätzung der Signifikanz eines Trends führen.

ZIVOT & WANG (2006:132) beschreiben Probleme bei der Durchführung von Einheitswurzel- und Stationaritätstests. So können etwa hochgradig stationäre Prozesse nur schwer von instationären Prozessen unterschieden werden. Neuere, weniger weit verbreitete Tests, wie von ZIVOT & WANG empfohlen, sind jedoch bislang nicht in dem in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahren enthalten.

Aufgrund der Schwierigkeiten mit statistischen Methoden zur Trendbestimmung empfehlen FÜRST ET AL. (2011), Trends und Sprünge in den Ganglinien visuell und anhand von regionalen Kenntnissen zu bewerten. Bei dem in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahren wird ein Ansatz gewählt, bei dem sowohl die Ergebnisse der statistischen Trenduntersuchungen als auch eine Vorgehensweise analog zu FÜRST ET AL. zur Beurteilung von Trends angewendet werden können (siehe Abschnitt 9.2.4).

## 5.2.5 Möglichkeiten der Trendbereinigung

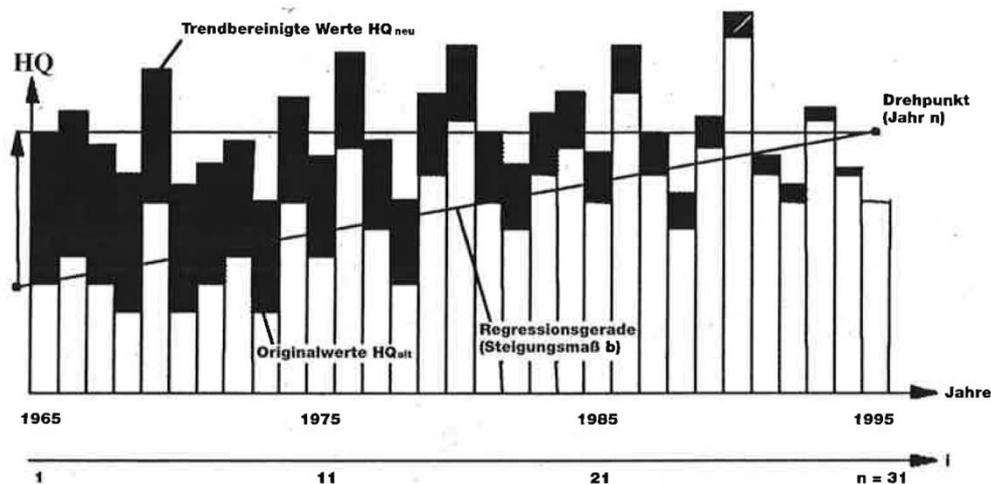
Das DVWK-Merkblatt M251 (DVWK 1999:19) enthält ein Verfahren zur Bereinigung eines linearen, also deterministischen Trends aus einer Zeitreihe. Die Erweiterung auf nichtlineare Trends ist grundsätzlich möglich. Messwerte aus vorangegangenen Jahren werden bei diesem Verfahren um einen berechneten Betrag erhöht oder reduziert. Die Berechnung des Differenzbetrags, um

die Grundwasserstände aus einem früheren Jahr anzupassen, erfolgt gemäß [5]. Eine Anwendungsvoraussetzung für das Verfahren stellt die Annahme dar, dass die Grundwasserhältnisse ab dem Referenzjahr stationär sind. Auf die Problematik dieser Voraussetzung wurde bereits in Abschnitt 5.2.4 eingegangen.

$$(GW_i)_{neu} = (GW_i)_{alt} + b \cdot (n - i) \quad [5]$$

mit	$(GW_i)_{neu}$	trendbereinigter Grundwasserstand des Jahres $i$
	$(GW_i)_{alt}$	trendbehafteter Grundwasserstand des Jahres $i$
	$b$	durchschnittliche jährliche Änderung des Grundwasserstands
	$i$	Jahresindex ( $i = 1$ : erstes Jahr, $i = n$ : letztes Jahr)

In Abbildung 20 ist das Vorgehen beispielhaft dargestellt. Der Maximalwasserstände ab dem Jahr 1995 werden hierbei als stationär angesehen, die der Jahre 1965 bis 1994 (als  $HQ_{alt}$  bezeichnet) werden hingegen um einen Betrag angehoben, der sich anhand der eingezeichneten Regressionsgerade berechnen lässt. Für die weiteren Auswertungen werden dann die trendbereinigten Maximalwasserstände (als  $HQ_{neu}$  bezeichnet) herangezogen, deren Mittelwert nur geringfügig um die Höhe des eingezeichneten Drehpunkts schwanken.



**Abbildung 20:** Beispielhafte Abbildung für die Trendbereinigung nach DVWK-Merkblatt M251 (DVWK 1999:19)

### 5.3 Zeitreihenmodelle

#### 5.3.1 Stationäre Modelle: AR, MA und ARMA

Um das Verhalten einer Zeitreihe wie etwa einer Grundwasserganglinie systematisch zu untersuchen, werden Zeitreihenmodelle verwendet. Hierbei wird versucht, eine Zeitreihe anhand ihrer Messwerte zu beschreiben:

Wert im Zeitpunkt  $t = f(\text{Werte in vorhergehenden Zeitpunkten}) + \text{Rest}$  (Schlittgen 2001:45).

Bei autoregressiven Modellen (AR) wird der aktuelle Wert einer Zeitreihe als gewichtete Linearkombination der vorangegangenen Messwerte mit einem Zufallsanteil beschrieben [6].

$$X_t = \phi_0 + \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad [6]$$

Die Ordnung  $p$  des AR-Prozesses zeigt an, wie viele vorangegangene Werte zur Beschreibung des aktuellen Werts herangezogen werden. Bei dem Zufallsanteil  $\varepsilon_t$  handelt es sich um weißes

Rauschen. Zur Bestimmung der Ordnung  $p$  des AR-Prozesses kann die partielle Autokorrelationsfunktion (PACF) herangezogen werden, da diese für Werte von  $\tau > p$  gleich Null wird.

Bei Moving Average-Prozessen (MA) werden im Gegensatz zu den AR-Modellen nicht die vorangegangenen Beobachtungswerte, sondern die vorangegangenen Störterme gewichtet und linear kombiniert [7].

$$Z_t = \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} = \theta(B)Z_t \quad [7]$$

$q$  beschreibt die Ordnung des MA-Prozesses. Zur Bestimmung von  $q$  eignet sich die Autokorrelationsfunktion (ACF), die für Lags  $> q$  gleich Null wird.

ARMA-Modelle entstehen durch die Kombination von AR- und MA-Modellen [8].

$$\begin{aligned} X_t - \phi_1 X_{t-1} - \dots - \phi_p X_{t-p} &= \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \\ \text{bzw. } (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) X_t &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) Z_t \\ \text{bzw. } \phi(B) X_t &= \theta(B) Z_t \end{aligned} \quad [8]$$

Die Ordnung von ARMA-Prozessen wird analog zu AR- und MA-Prozessen mit  $p$  und  $q$  angegeben.  $B$  stellt den sogenannten Backshift-Operator für die Kurzschreibweise dar. Die Spezifikation eines ARMA[ $p,q$ ]-Prozesses mittels ACF- oder PACF wie bei reinen AR- oder MA-Prozessen ist nur bedingt möglich. Verschiedene statistische Testverfahren wie der Ljung-Box-Pierce-Test, die erweiterte Stichprobenautokorrelation ESACF, das Akaike-Informationskriterium (AIC), das Bayes-Informationskriterium (BIC) oder das Hannan-Quinn-Kriterium (HQ) stehen zur Identifikation von  $p$  und  $q$  zur Verfügung (SCHLITGEN 2015:87ff.).

VAR-Modelle stellen eine Erweiterung der AR-Modelle dar. Dabei werden nicht univariate Zeitreihen untersucht, sondern multivariate Zeitreihen, bspw. mehrere Grundwasserganglinien gleichzeitig. Der Name VAR leitet sich von Vektor ab, da die einzelnen Glieder nicht von Skalaren, sondern von Vektoren gebildet werden. Im Rahmen der vorliegenden Arbeiten wurden VAR-Modelle allerdings nicht untersucht.

ARMA-Modelle setzen voraus, dass die untersuchten Zeitreihen stationär sind. Zur Untersuchung von nicht-stationären Modellen müssen vor Anpassung eines AR-, MA- oder ARMA-Modells entsprechende Trend- oder Saisonkomponenten identifiziert und subtrahiert werden oder die Differenzen aufeinanderfolgender Werte der Zeitreihen gebildet werden.

### 5.3.2 Instationäre Modelle: ARIMA

ARIMA-Modelle stellen eine Erweiterung der ARMA-Modelle dar, bei denen die Differenzenbildung, die zur Untersuchung instationärer Zeitreihen erforderlich ist, im Modell beinhaltet ist [9]. Die Ordnung  $d$  der Differenzenbildung zeigt den Grad der Differenzenbildung an. Um die Ausgangszeitreihe zu erhalten, müssen bei ARIMA-Modellen die bei der Modellbildung erzeugten Differenzterme summiert, also integriert, werden (COWPERTWAIT & METCALFE 2009:137).

$$\phi_p(B)(1 - B)^d X_t = \theta_q(B)\varepsilon_t \quad [9]$$

### 5.3.3 Saisonale Modelle: SARIMA

ARIMA-Modelle können zusätzlich erweitert werden, um saisonale Zusammenhänge zu erfassen (COWPERTWAIT & METCALFE 2009:142). Derartige Modelle werden entsprechend als SARIMA-Modelle bezeichnet. SARIMA-Modelle der Ordnung  $(p,d,q)(P,D,Q)_s$  beinhalten neben den in ARIMA-Modellen enthaltenen Polynomen  $\phi_p$  und  $\theta_q$  die weiteren Polynome  $\Phi_P$  und  $\Theta_Q$  [10]. Diese

beschreiben hierbei AR- bzw. MA-Prozesse, die auf saisonale Effekte mit dem Abstand  $s$  zurückgehen und somit nicht von aufeinanderfolgenden Beobachtungen abhängen. Die Ordnung  $D$  wiederum beschreibt die Differenzenbildung, die zur Bereinigung der Saisoneffekte benötigt wird.

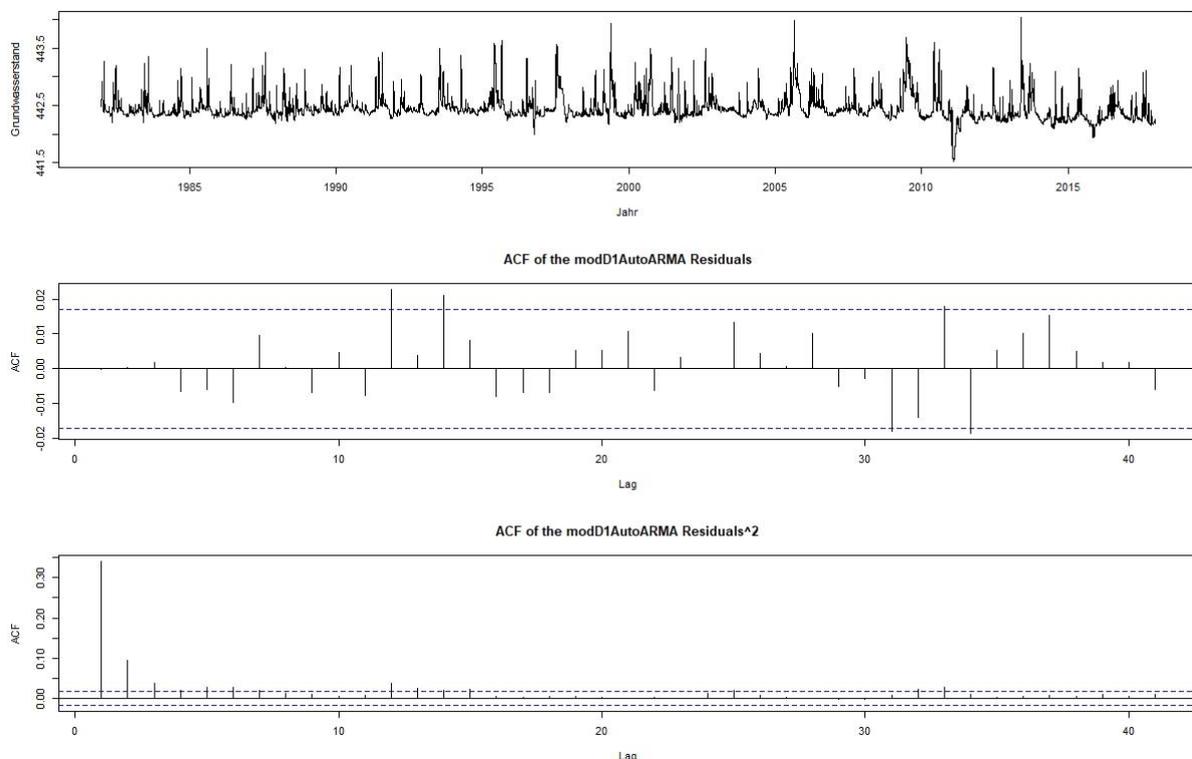
$$\Phi_p(B^s)\phi_p(B)(1 - B^s)^D(1 - B)^d X_t = \Theta_q(B^s)\theta_q(B)\epsilon_t \quad [10]$$

### 5.3.4 Bedingt heteroskedastische Modelle: ARCH/GARCH

Bei den in den Absätzen 5.3.1 und 5.3.2 beschriebenen ARMA- und ARIMA-Modellen wird vorausgesetzt, dass die Varianz der Prozesse stationär ist. Bei heteroskedastischen Zeitreihen ist dies nicht der Fall. Als bedingt heteroskedastisch werden weiterhin solche Zeitreihen beschrieben, bei denen die Schwankungen der Varianz zeitabhängig sind und sich nicht konstant ändern (COWPERTWAIT & METCALFE 2009, S 146). Die Definition eines ARCH-Prozesses der Ordnung  $p$  erfolgt gemäß [11].

$$Y_t = \epsilon_t \sqrt{\phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \epsilon_{t-i}^2} \quad [11]$$

Die Identifikation bedingt heteroskedastischer Zeitreihen erfolgt in einem ersten Schritt visuell anhand der Betrachtung des Verlaufs (Abbildung 21a). In einem zweiten Schritt wird die Autokorrelationsfunktion der quadrierten Residuen gebildet. Im Gegensatz zur ACF der Residuen, die weißem Rauschen ähnelt (Abbildung 21b), weist die ACF der quadrierten Residuen statistisch signifikante Werte jenseits Lag 1 auf (Abbildung 21c).



**Abbildung 21:** Ganglinie der Grundwassermessstelle Freising 275C (a). Residuen innerhalb der Signifikanzgrenze (b). Lag 2 und Lag 3 der quadrierten Residuen oberhalb des Signifikanzniveaus (c).

Das ARCH-Modell stellt einen Spezialfall des allgemeineren GARCH-Modells dar mit der Ordnung  $(0,p)$ . Im GARCH-Modell wird ein ARMA-Prozess der Ordnung  $(p,q)$  modelliert (BOX ET AL. 2008:417), der dazu führt, dass die Varianz im Vergleich zum ARCH-Prozess weniger schnell abnimmt, da die Varianz des vorherigen Zeitschritts in gewichteter Form berücksichtigt wird [12].

$$Y_t = \varepsilon_t \sqrt{\phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \theta_j h_{t-1}} \quad [12]$$

### 5.3.5 Prozesse mit langem Gedächtnis: ARFIMA

Prozesse, deren aktuelle Werte auch stark von bereits länger zurückliegenden Zeitpunkten beeinflusst sind, werden als solche mit langem Gedächtnis bezeichnet. Erste Untersuchungen hinsichtlich derartiger Zeitreihen gehen auf Auswertungen der Wasserstände und Abflussmengen des Nils durch HURST (1951 in HIPEL & MCLEOD 1994:327) zurück. Von HOSKING (1981) und GRANGER & JOYEAUX (1980) wurden gemäß HIPEL & MCLEOD (1994:407) die ARFIMA-Modelle entwickelt, die in der Literatur teilweise auch als FARMA oder FARIMA-Modelle bezeichnet werden. ARFIMA steht für „autoregressive fractionally integrated moving-average“.

ARFIMA-Modelle stellen eine Weiterentwicklung der ARIMA-Modelle dar, bei denen der Ordnungsparameter zur Differenzenbildung  $d$  keine positiven ganzzahligen Werte annehmen muss. Sie verfügen somit über die Flexibilität, über den ARMA-Anteil Prozesse mit kurzem Gedächtnis zu beschreiben und über die fraktionelle Differenzenbildung Langzeitprozesse abzubilden. Prozesse mit langem Gedächtnis liegen dabei für Werte von  $0 < d < 0,5$  vor. Die ACF und die PACF derartiger Prozesse weisen im Vergleich zu ARMA-Prozessen eine deutlich langsamere Abnahme der Werte gegen 0 auf.

## 5.4 Zusammenfassung und Bewertung

Die Zeitreihenanalyse stellt wichtige Werkzeuge für die Untersuchung von Messreihen im Allgemeinen und von Grundwasserganglinien in der vorliegenden Arbeit dar. Die aufgezeigten Methoden kommen einerseits bei der Aufbereitung der auszuwertenden Daten (Abschnitt 7) und andererseits bei der Datenerzeugung für die numerischen Untersuchungen (Abschnitt 10) zum Einsatz und sind somit ein maßgeblicher Teil der im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten Analysen. Aufgrund ihrer Flexibilität ermöglichen die verschiedenen Zeitreihenmodelle hierbei, unterschiedliche Verhaltensmuster von Messreihen nachzubilden.

## 6 Grundlagen der Extremwertstatistik

### 6.1 Visuelle Auswertung von Ganglinien und Methoden der deskriptiven Statistik

Die einfachste Form der Auswertung von Grundwasserstandsdaten stellen die visuelle Betrachtung der Ganglinie einer Grundwassermessstelle sowie die Ermittlung grundlegender statistischer Eigenschaften einer Grundwassermessreihe dar. Hierdurch lassen sich der mittlere Grundwasserstand sowie die Schwankungsbreite der Grundwasserstände ermitteln. Abschätzungen eines Trends aus einer Ganglinie sind mit gewissen Einschränkungen ebenfalls möglich. Auftretenswahrscheinlichkeiten von Grundwasserständen lassen sich überschlägig durch Abzählen von Peaks einer Ganglinie (Abschnitt 8.2.2) ermitteln. Dies sollte auch zur Plausibilitätskontrolle der statistisch ermittelten Grundwasserstände für verschiedene Jährlichkeiten vorgenommen werden.

Eine weitere Möglichkeit besteht in der Erstellung empirischer Verteilungsfunktionen (COLES 2001:36f.) zur Abschätzung von Unterschreitungswahrscheinlichkeiten [13]. Nach dem Satz von GLIVENKO & CANTELLI (HEDDERICH & SACHS 2016:202) nähern sich empirische Verteilungsfunktionen den theoretischen Verteilungen einer Grundgesamtheit an. Aufgrund der geringen Stichprobenumfänge ist diese Voraussetzung bei Grundwasserständen allerdings nicht annähernd gegeben, weshalb dieses Vorgehen mit großen Unsicherheiten verbunden ist.

$$\hat{F}(x) = \frac{i}{n + 1} \quad [13]$$

mit  $\hat{F}(x)$  empirische Verteilungsfunktion  
 $i$  Anzahl der Beobachtungen mit einem Wert  $\leq x_i$   
 $n$  Anzahl Beobachtungen

Empirische Wahrscheinlichkeiten stellen nichtsdestotrotz ein nützliches Werkzeug dar, um die Ergebnisse von statistischen Modellierungen auf Plausibilität zu überprüfen, beispielsweise mittels Wahrscheinlichkeitsplots wie dem P-P-Plot, bei dem die Wahrscheinlichkeit der empirischen Verteilungsfunktion der Wahrscheinlichkeit einer angepassten Verteilungsfunktion gegenübergestellt wird, oder dem Q-Q-Plot, bei dem dies ähnlich dem P-P-Plot über die Darstellung der Quantile anstatt der Wahrscheinlichkeiten geschieht.

## 6.2 Stationäre Extremwertanalyse

### 6.2.1 Grundlagen der stationären Extremwertanalyse

Die stationäre Extremwertanalyse beruht auf der Anpassung von Verteilungsfunktionen an vorliegende Daten wie hohe Grundwasserstände. Es wird dabei davon ausgegangen, dass kein Trend in den Daten vorliegt, sodass der Mittelwert und die Varianz über den Beobachtungszeitraum konstant bleiben. Es kann – neben weiteren Möglichkeiten – v.a. zwischen der Block-Maxima-Methode und der Peaks-over-threshold-Methode unterschieden werden (COLES 2001:15).

#### Block-Maxima-Methode

Bei der Block-Maxima-Methode wird eine Zeitreihe der Höchstwerte innerhalb von gleichmäßigen, beliebig großen Intervallen gebildet. Für die Auswertung von Grundwasserständen wird zu meist von jährlichen Grundwasserhöchstständen ausgegangen, da Schwierigkeiten mit der Auswertung aufgrund von jahreszeitlichen Schwankungen der Grundwasserstände auf diese Weise vermieden werden. Die Wahl einer anderen Intervalllänge ist jedoch möglich. Die Maxima werden

anschließend in aufsteigender Reihenfolge sortiert und es wird eine Verteilungsfunktion an die Daten angepasst. Mittels der Verteilungsfunktion bzw. deren Quantilfunktion kann dann wiederum eine Jährlichkeit oder eine jährliche Überschreitungswahrscheinlichkeit ermittelt werden.

Als Abwandlung der Block-Maxima-Methode werden bei der  $r$ -größte-Maxima-Methode nicht nur das Maximum, sondern die  $r$  größten Werte eines Blockes zur Auswertung herangezogen.

FÜRST ET AL. (2011:16) bescheinigen der Block-Maxima-Methode v.a. eine einfache Handhabbarkeit. Nachteilig wirkt sich demnach allerdings aus, dass bei kurzen Messreihen keine ausreichend große Anzahl an Messwerten für die Analyse vorliegt, die Unabhängigkeit der Maximalwerte bei kleinen Blöcken nicht gegeben sein kann, der Maximalwert eines Blocks nicht zwingend ein Extremwert sein muss und bei mehreren Extremwerten innerhalb eines Blocks lediglich der größte dieser Werte bei der Auswertung berücksichtigt wird. Die Erweiterung der Block-Maxima-Methode zur  $r$ -größten-Maxima-Methode ermöglicht zwar die Auswertung von zusätzlichen Messdaten, dennoch ist es nicht ausgeschlossen, dass ebenfalls Extremwerte nicht für die Auswertung zur Verfügung stehen (COLES 2001:74).

### Peaks-over-threshold-Methode

Bei der Peaks-over-threshold-Methode (POT) werden nur Messwerte betrachtet, die einen bestimmten Schwellenwert überschreiten. An diese Daten wird anschließend eine bedingte Verteilungsfunktion angepasst. Zur Ermittlung der Jährlichkeit des Auftretens eines Grundwasserstandes oder der Überschreitungswahrscheinlichkeit muss diese bedingte Verteilungsfunktion mit der Wahrscheinlichkeit der Überschreitung des Schwellenwerts multipliziert werden.

Die größte Schwierigkeit der Methode liegt in der Festlegung des Schwellenwerts. Werden zu viele Messwerte mit in die Analyse einbezogen (niedriger Schwellenwert), werden die Ergebnisse verzerrt. Bei zu wenig Daten (zu hoher Schwellenwert) wiederum erhöht sich die Varianz (COLES 2001:78). Zur Festlegung des Schwellenwerts stehen verschiedene, einfach durchzuführende Verfahren zur Verfügung.

Vorteilhaft bei der Peaks-over-threshold-Methode ist nach FÜRST ET AL. (2011:17), dass ausschließlich Extremwerte für die weiteren Auswertungen zur Verfügung stehen und zusätzlich der Stichprobenumfang gegenüber der Block-Maxima-Methode erhöht ist. Die Umsetzung der Peaks-over-threshold-Methode ist jedoch im Vergleich zur Block-Maxima-Methode aufwendiger.

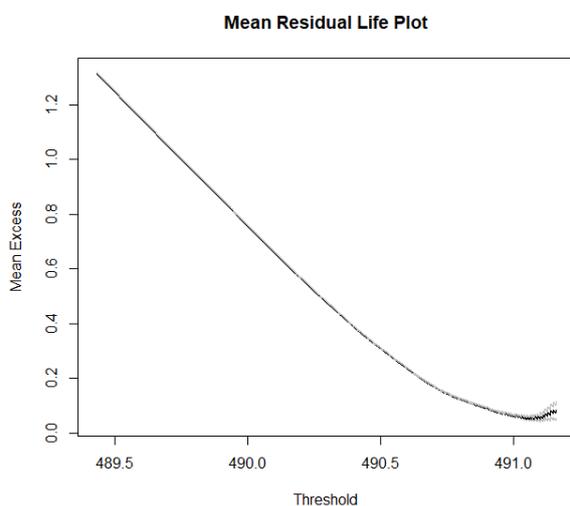
## **6.2.2 Blockgröße und Schwellenwert**

Die Festlegung der Blockgröße bei der Block-Maxima- bzw. des Schwellenwerts bei der Peaks-over-threshold-Methode stellen den ersten Schritt bei der Auswertung dar.

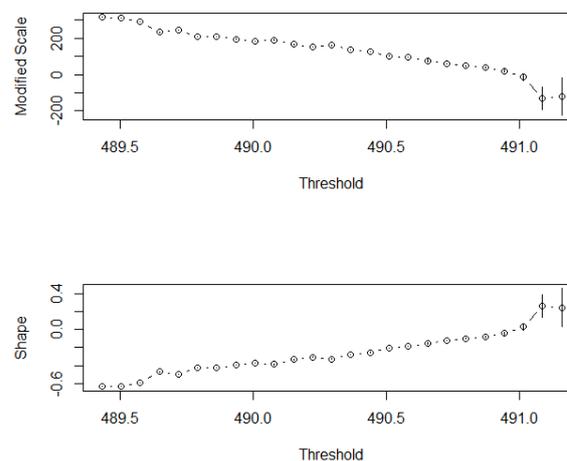
Bei der Block-Maxima-Methode wird i.d.R. von einer Blockgröße von einem Jahr ausgegangen. Vorteilhaft ist hierbei, dass dadurch innerjährliche, saisonale Schwankungen der Messgröße, d.h. des Grundwasserspiegels, nicht beachtet werden müssen. Andernfalls müsste eine Saisonbereinigung vorgenommen werden. Bei der jährlichen Blockgröße kann noch zwischen der Ansetzung des Kalenderjahres bzw. des in der Hydrologie zumeist verwendeten hydrologischen Jahres unterschieden werden.

In der Literatur werden für die Festlegung des Schwellenwerts  $u$  bei der Peaks-over-threshold-Methode mehrere Möglichkeiten vorgeschlagen. Die gängigste Methode ist die sogenannte Mean Excess Function, auch als Mean Residual Life Plot bezeichnet. Diese stellt nach COLES (2001:79) den Mittelwert der Überschreitungen über den Schwellenwert  $u$  in Abhängigkeit des Schwellenwerts  $u$  dar. Die Festlegung des Schwellenwerts erfolgt so, dass der Schwellenwert noch im in etwa linearen Bereich liegt. In Abbildung 22 ist dies bis etwa 491,0 m üNN der Fall.

Eine weitere Möglichkeit, anhand eines Diagramms den Schwellenwert  $u$  zu bestimmen, bildet der sogenannte Threshold Choice Plot (Coles 2001:83ff.). Dabei wird die Verallgemeinerte Paretoverteilung mit aufsteigenden Schwellenwerten angepasst und in zwei Einzeldiagrammen jeweils die ermittelten Skalen- und Formparameter gegen die zugehörigen Schwellenwerte geplottet. Der Schwellenwert  $u$  sollte größtmöglich in dem Bereich gewählt werden, in dem die Parameterwerte noch konstant sind. In Abbildung 23 ist dies ebenfalls bis ca. 491,0 m üNN der Fall.



**Abbildung 22:** Mean residual life plot mit Darstellung der mittleren Überschreitung (mean excess [m]) über den Schwellenwert  $u$  [m] für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295



**Abbildung 23:** Threshold Choice Plot für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295. Skalen- (oben) und Formparameter (unten) zeigen nur ansatzweise konstante Werte.

Des Weiteren kann der Schwellenwert über eine Festlegung der Anzahl an Extremwerten bestimmt werden. FÜRST ET AL. (2011) untersuchen beispielsweise eine Anzahl an Extremwerten, die der 1-, 1,5- und 2-fachen Anzahl an gewerteten Messjahren entspricht. REISS & THOMAS (2007:341) schlagen aufgrund der Ergebnisse einer Literaturrecherche vor, die 3-fache Anzahl zu verwenden.

Neben den genannten Methoden bestehen auch noch weitere Möglichkeiten zur Festlegung des Schwellenwertes, die allerdings nicht weiter behandelt werden (siehe beispielsweise REISS & THOMAS 2007:136f.). Unabhängig davon, welche Methoden letztendlich angewendet werden, empfiehlt HAAF (2015:13) die Verwendung und den Vergleich mehrerer Verfahren zur Festlegung des Schwellenwertes.

Ein besonderes Augenmerk bei der Auswahl der Daten, das insbesondere bei der POT-Methode zu beachten ist, ist das Declustering von Messwerten. Da bei der Auswertung von unabhängigen Messwerten ausgegangen wird, muss beim zeitnahen Auftreten mehrerer Werte oberhalb des Schwellenwertes  $u$  der höchste Wert ausgewählt und die anderen Werte verworfen werden. Entscheidend ist hierbei die Festlegung eines zeitlichen Abstandes, ab wann Messwerte als unabhängig voneinander betrachtet werden. Bei der Block-Maxima-Methode ist dieses Vorgehen nur von Bedeutung, wenn die Höchstwerte von zwei aufeinanderfolgenden Jahren im Bereich des Jahreswechsels auftreten. Ohne Declustering würden nach CHAVEZ-DEMOULIN & DAVISON (2012:114) die Quantile der Verteilung unterschätzt werden mit der Folge, dass die Wiederkehrintervalle überschätzt werden.

## 6.2.3 Verteilungsfunktionen

### 6.2.3.1 Allgemeines

Verteilungsfunktionen dienen dazu, Wahrscheinlichkeiten im Zusammenhang mit Zufallsvariablen zu berechnen (GROß 2010:93). Sie können für verschiedenste Fragestellungen in Hydrologie und Hydrogeologie herangezogen werden. LOÁICIGA (2015) untersucht etwa verschiedene Verteilungsfunktionen hinsichtlich ihrer Eignung in der Hydrogeologie, u.a. zur Auswertung von Durchlässigkeitsbeiwerten.

In den Merkblättern DVWK (1999) und DWA (2012) werden verschiedene Verteilungsfunktionen zur Analyse von Pegelmessungen zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten aufgeführt. Die Anwendung dieser Verteilungsfunktionen auf Grundwasserstandsdaten wurde jedoch bislang nicht genauer untersucht (BWK 2009:18).

Eine Hauptvoraussetzung für die Anwendung von Verteilungsfunktionen für die Auswertung von Extremereignissen ist nach HOSKING & WALLIS (1997:4), dass die Verteilungsfunktionen robust sind. Robust bedeutet hierbei, dass das dahinterstehende statistische Modell geeignet ist, die Quantile der tatsächlichen Verteilung mit einer ausreichenden Genauigkeit zu schätzen, auch wenn die tatsächlichen physikalischen von den angenommenen Prozessen abweichen.

### 6.2.3.2 Arten von Verteilungsfunktionen

Für die Auswertung von Daten stehen eine Vielzahl von stetigen und diskreten Verteilungsfunktionen zur Verfügung, wobei für die Auswertung von Grundwasserständen lediglich erstere in Frage kommen. Die Normal- und die Lognormalverteilung stellen vermutlich die bekanntesten Verteilungsfunktionen dar. Für die Auswertung hinsichtlich der Extremwerte sind die Verallgemeinerte Extremwertverteilung und die Verallgemeinerte Paretoverteilung mit ihren jeweiligen Spezialfällen die gebräuchlichsten Verteilungsfunktionen. U.a. in der Hydrologie werden daneben noch weitere Verteilungsfunktionen, etwa die Pearson-III-Verteilung, zur Datenauswertung herangezogen.

#### Verallgemeinerte Extremwertverteilung

Die klassischen Verteilungsfunktionen für die Extremwertanalyse umfassen für die Block-Maxima-Methode die Extremwertverteilungen Typ I, Typ II und Typ III (Tabelle 4):

- Typ I: Gumbelverteilung mit Formparameter  $\xi = 0$
- Typ II: Fréchetverteilung mit Formparameter  $\xi > 0$
- Typ III: Weibullverteilung mit Formparameter  $\xi < 0$

Diese ergeben sich nach COLES (2001:45f.) aus einer linearen Normalisierung der Höchststände  $M_n$  über ein Intervall  $n$  [14]. Für Zeiträume von jeweils einem Jahr stellen die  $M_n$ -Werte somit die jährlichen Höchstwerte dar.

$$M_n^* = \frac{M_n - b_n}{a_n} \quad [14]$$

mit	$M_n^*$	normalisierte Höchstwerte
	$M_n$	Höchstwerte im Zeitraum $n$
	$b_n$	Skalenparameter
	$a_n$	Lageparameter

Die Normalisierung verhindert, dass die Verteilungsfunktion  $F^n$  der Werte  $M_n$  für  $n \rightarrow \infty$  gegen 0 tendiert – sodass  $M_n$  nicht zu einem Punkt degeneriert –, wenn Wahrscheinlichkeiten untersucht werden, die kleiner als 1 sind. Sind  $a_n$  und  $b_n$  Konstanten, so sind die o.g. Extremwertverteilungen Typ I bis III die einzigen Funktionen, die für  $M_n^*$  möglich sind.

Im Gegensatz zur zweiparametrischen Gumbelverteilung besitzen die Fréchet- und die Weibullverteilung neben dem Skalen- und dem Lageparameter noch einen Formparameter  $\xi$ . Die drei Extremwertverteilungen können zur Verallgemeinerten Extremwertverteilung (GEV) zusammengefasst werden (Tabelle 4), sodass sie in Abhängigkeit des Formparameters Spezialfälle der GEV darstellen. Die drei Spezialfälle der Verallgemeinerten Extremwertverteilung beschreiben hierbei das Verhalten des Randes der Verteilung (KOTZ & NADARAJAH 2000:62). Der Fall  $\xi > 0$  beschreibt eine langsame Abnahme der Extremwerte und somit einen schweren Rand, der Fall  $\xi = 0$  hingegen eine exponentielle Abnahme des Randes. Im Fall  $\xi < 0$  liegt wiederum wird die Verteilung durch einen finiten oberen Endpunkt begrenzt und entsprechend liegt ein kurzer Rand vor.

Die Grundlagen der Verallgemeinerten Extremwertverteilung gehen nach REISS & THOMAS (2007:18) und COLES (2001:72) auf FISHER & TIPPETT (1928) sowie GNEDENKO (1943) zurück. Demnach besitzt eine Verteilungsfunktion  $F^n(b_n+a_nx)$  eine Grenzverteilungsfunktion  $G$ , wenn für  $n \rightarrow \infty$  gilt

$$\left| F^n(x) - G\left(\frac{x-\mu_n}{\sigma_n}\right) \right| \rightarrow 0 . \quad [15]$$

Bei der Verallgemeinerten logistischen Verteilung handelt es sich nach REISS & THOMAS (2007:122f.) um eine spezielle Mischung aus zwei Gumbelverteilungen. Ebenso entsteht die Rossi-Verteilung aus der Mischung von zwei Verallgemeinerten Extremwertverteilungen.

#### Verallgemeinerte Paretoverteilung

Nach REISS & THOMAS (2007:23) besteht ein einfacher Zusammenhang zwischen der GEV und der Verallgemeinerten Paretoverteilung (GPA) [16].  $W(x)$  steht hierbei für GPA-Verteilungen,  $G(x)$  für GEV-Verteilungen.

$$W(x) = 1 + \log G(x) \quad \text{für } \log G(x) > -1 . \quad [16]$$

Bei der Anwendung der GPA wird nicht die Gesamtheit der Maximalwerte betrachtet, sondern es wird eine Verteilung an die Werte angepasst, die einen festzulegenden Grenzwert übersteigen. Es wird also der Rand der Verteilung der Daten betrachtet (KOTZ & NADARAJAH 2000:78). Entsprechend eignet sich die GPA für die Peaks-over-threshold-Methode. Wie die GEV weist auch die GPA mit der exponentiellen, der Pareto- und der Betaverteilung drei Spezialfälle auf (REISS & THOMAS 2007:24).

Das für die Überschreitungsserien geltende Extremwerttheorem geht nach REISS & THOMAS (2007:27) auf BALKEMA & DE HAAN (1974) sowie PICKANDS (1975) zurück. Demnach kann eine Verteilungsfunktion von Überschreitungen  $F^{[u]}$  mit einer GPA modelliert werden, wenn für  $F^{[u]}$  eine Verteilungsfunktion  $W$  existiert, so dass

$$\left| F^{[u]}(x) - W_{\gamma, \mu, \sigma_u}(x) \right| \rightarrow 0 , \quad [17]$$

wenn sich der Schwellenwert  $u$  dem rechten Endpunkt der Verteilungsfunktion  $F$  nähert.

### Weitere Verteilungsfunktionen

Die Kappa-Verteilung stellt eine übergeordnete Verteilung da, die sowohl die Verallgemeinerte logistische Verteilung als auch die Verallgemeinerte Extremwertverteilung als auch die Verallgemeinerte Paretoverteilung als Spezialfälle enthält (HOSKING 1994:251). Sie umfasst insgesamt vier Parameter, wovon zwei Formparameter sind. Sie ist somit sowohl zur Auswertung der Block-Maxima- als auch der Peaks-over-threshold-Methode geeignet.

Die Wakeby-Verteilung ist eine 5-parametrische Verteilung mit einem Lage- und jeweils zwei Form- und Skalenparametern. Nach HOSKING & WALLIS (1997:205) kann sie aufgrund ihrer Flexibilität verschiedene andere Verteilungsfunktionen, u.a. die GEV, nachahmen. Zudem stellt die GPA einen Spezialfall der Wakeby-Verteilung dar. Die Verteilungs- und die Dichtefunktion der Wakeby-Verteilung sind nicht explizit definiert. Die Quantilfunktion liegt allerdings in geschlossener Form vor.

Neben den oben genannten Verteilungen haben sich noch weitere Verteilungsfunktionen als geeignet zur Beschreibung von extremen Wasserständen in der Hydrologie erwiesen. Dazu gehört u.a. die Pearson-III-Verteilung (siehe DVWK 1999). Die Pearson-III-Verteilung beruht auf der Gamma-Verteilung. Zwischen ihr und der Verallgemeinerten Extremwertverteilung bzw. der Verallgemeinerten Paretoverteilung besteht eine Verwandtschaftsbeziehung (siehe REISS & THOMAS 2007:124).

Eine Übersicht über die Funktionen ist in Tabelle 4 enthalten. Zur genaueren Beschreibung der Verteilungsfunktionen wird auf die in der Tabelle genannte Literatur verwiesen. Die Abkürzungen für den Orts-, den Skalen- sowie den Formparameter bei den zwei- und dreiparametrischen Verteilungen lautet einheitlich mit  $\mu$ ,  $\sigma$  und  $\xi$ . Bei der Kappaverteilung kommt mit  $\delta$  ein weiterer Parameter hinzu, bei der Wakebyverteilung mit  $\delta$  und  $\gamma$  zwei weitere Parameter. Da für die Wakebyverteilung weder die Verteilungs- noch die Dichtefunktion explizit definiert sind (HOSKING & WALLIS 1997:205), wird im Gegensatz zu den restlichen Verteilungen in Tabelle 4 die Quantilfunktion angegeben.

**Tabelle 4:** Übersicht über die untersuchten Verteilungsfunktionen

Bezeichnung	Dichtefunktion $f(x)$ und Verteilungsfunktion $F(x)$	Literatur
Normalverteilung	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^2 \right]$ $F(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot \sigma} \cdot \int_{-\infty}^x \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{y - \mu}{\sigma} \right)^2 \right] dy$	3)
Dreiparametrische logarithmische Normalverteilung	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot (x - \mu) \cdot \sigma} \cdot \exp \left[ -\frac{1}{2} \left( \frac{\ln(x - \mu) - \varepsilon}{\sigma} \right)^2 \right]$ $F(x) = \Phi \left[ \frac{\ln(x - \mu) - \varepsilon}{\sigma} \right]$ $\mu < x < \infty, \quad \mu < x_{min}, \quad \sigma > 0$	1)
Verallgemeinerte Extremwertverteilung	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \left( 1 - \xi \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\xi} - 1} \cdot \exp \left[ - \left( 1 - \xi \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\xi}} \right]$ $F(x) = \exp \left[ - \left( 1 - \xi \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\xi}} \right]$ $\xi > -1, \quad \sigma > 0, \quad x \leq \mu + \frac{\sigma}{\xi} \text{ für } \xi > 0, \quad \mu + \frac{\sigma}{\xi} \leq x \text{ für } \xi < 0$	1)

Bezeichnung	Dichtefunktion $f(x)$ und Verteilungsfunktion $F(x)$	Literatur
Gumbelverteilung	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \cdot \exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right) \cdot \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]$ $F(x) = \exp\left[-\exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)\right]$ $-\infty < x < \infty, \quad \sigma > 0$	1)
Fréchetverteilung	$f(x) = \frac{\xi}{\sigma} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-1-\xi} \cdot \exp\left(-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{-\xi}\right)$ $F(x) = \exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\xi}\right]$ $x > \mu, \quad -\infty < \mu < \infty, \quad \sigma \geq 0, \quad \xi \geq 0$	2)
Weibullverteilung	$f(x) = \frac{\xi}{\sigma} \left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\xi-1} \cdot \exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\xi}\right]$ $F(x) = 1 - \exp\left[-\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\xi}\right]$ $0 \leq \mu \leq x, \quad \sigma > 0, \quad \xi > 0$	1)
Verallgemeinerte Paretoverteilung	$f(x) = \frac{\exp(-(1-\xi)y)}{\sigma} \text{ mit } y = \begin{cases} -\frac{\log\left(1 - \frac{\xi(x-\mu)}{\sigma}\right)}{\xi}, & \xi \neq 0 \\ \frac{x-\mu}{\sigma}, & \xi = 0 \end{cases}$ $F(x) = 1 - \exp(-y)$	4)
Verallgemeinerte logistische Verteilung	$f(x) = \frac{\exp(-(1-\xi)y)}{\sigma \cdot (1 + \exp(-y))^2} \text{ mit } y = \begin{cases} -\frac{\log\left(1 - \frac{\xi(x-\mu)}{\sigma}\right)}{\xi}, & \xi \neq 0 \\ \frac{x-\mu}{\sigma}, & \xi = 0 \end{cases}$ $F(x) = \frac{1}{1 + \exp(-y)}$	4)
Kappa-Verteilung	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \cdot \left(1 - \frac{\xi(x-\mu)}{\sigma}\right)^{\frac{1}{\xi}-1} \cdot (F(x))^{1-\delta}$ $F(x) = \left[1 - \delta \left(1 - \frac{\xi(x-\mu)}{\sigma}\right)^{\frac{1}{\xi}}\right]^{\frac{1}{\delta}}$	4)
Wakeby-Verteilung	$F(x) \text{ und } f(x) \text{ nicht explizit definiert}$ $x(F) = \mu + \frac{\sigma}{\xi} (1 - (1-F)^{\xi}) - \frac{\gamma}{\delta} (1 - (1-F)^{\delta})$ <p>Für den Gültigkeitsbereich siehe HOSKING &amp; WALLIS (1997:205)</p>	4)
Pearson-III-Verteilung	$f(x) = \frac{\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\alpha-1} \cdot \exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{ \sigma  \cdot \Gamma(\xi)}$ $F(x) = \frac{\Gamma\left(\xi, \frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{\Gamma(\xi)} \text{ für } \sigma > 0; F(x) = 1 - \frac{\Gamma\left(\xi, \frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{\Gamma(\xi)} \text{ für } \sigma < 0$ $x \leq \mu \text{ für } \sigma < 0, \quad x \geq \mu \text{ für } \sigma > 0, \quad \xi > 0$	1)

1) DWA (2012)

2) www-01 und COLES (2001)

3) SCHÖNWIESE (2013)

4) HOSKING &amp; WALLIS (1997)

HOSKING & WALLIS (1997:5f.) betonen die Bedeutung der Auswahl einer geeigneten Verteilungsfunktion für die Auswertungen, da diese für die Beschreibung der Quantile am Rand der Verteilung maßgebend ist, und empfehlen die Anpassung verschiedener Verteilungsfunktionen an die Daten.

DWA (2012:22) empfiehlt die Verwendung von zweiparametrischen Verteilungsfunktionen für kurze Messreihen bis etwa 30 Jahren, bei längeren Messreihen die Verwendung von Verteilungsfunktionen mit mehr als zwei Parametern. FÜRST ET AL. (2011:6) weist ebenfalls darauf hin, dass bei kurzen Messreihen die Schätzung einer höheren Anzahl an Parametern mit Unsicherheiten verbunden sein kann. HOSKING & WALLIS (1997:77) widersprechen dieser Ansicht. Nach ihrer Meinung sollten drei- bis fünfp-parametrische Verteilungsfunktionen verwendet werden, auch wenn die Datenreihe nur 20 Messwerte umfasst.

Eine Möglichkeit, die Eignung einer Verteilungsfunktion für vorliegende Daten einzuschätzen, stellt das sogenannte L-Moment-Ratio-Diagramm dar, bei dem die L-Momenten-Verhältnisse  $\tau_3$  und  $\tau_4$  mehrerer Verteilungen über einen geeigneten Wertebereich dargestellt sind (HOSKING & WALLIS 1997:209f.). Das anhand der Daten geschätzte L-Momenten-Verhältnis kann ebenfalls in dem Diagramm dargestellt werden. Bei ausreichender Übereinstimmung der Lage der Sample-L-Momenten-Verhältnisse mit den theoretischen Werten kann von einer Eignung der entsprechenden Verteilungsfunktion für die Daten ausgegangen werden. Eine genauere Erläuterung zu L-Momenten folgt in Abschnitt 6.2.4.4.

## 6.2.4 Parameterschätzmethoden

### 6.2.4.1 Parameter der Verteilungen und Anforderungen an ihre Schätzung

Verteilungsfunktionen besitzen eine unterschiedliche Anzahl an Parametern, mit denen sie an vorgegebene Daten angepasst werden können. Bei den in Abschnitt 6.2.3 genannten Verteilungen liegt diese zwischen zwei (Normal-, Gumbelverteilung) und fünf (Wakeby-Verteilung). Die Parameter können in Orts-, Skalen- und Formparameter unterschieden werden. Verteilungen können hierbei mehrere Skalen- und Formparameter aufweisen. Weitere Eigenschaften von Parametern sind u.a. in HOSKING & WALLIS (1997:15f.) aufgeführt.

DVWK (1999:6) und HEDDERICH & SACHS (2016:323) fassen Anforderungen an die Parameterschätzung zusammen. Demnach soll die Schätzung robust, erwartungstreu, effizient, konsistent und suffizient sein. Parameter sollen sich also bei geändertem Stichprobenumfang nur geringfügig ändern, möglichst den Parametern der Grundgesamtheit entsprechen, nur eine geringe Varianz aufweisen, bei größeren Stichprobenumfängen präzisere Schätzergebnisse liefern und die vorliegenden Daten bestmöglich für die Parameterschätzung heranziehen. Des Weiteren soll die Schätzung zumindest asymptotisch normalverteilt sein.

Neben den in den Abschnitten 6.2.4.2 bis 6.2.4.6 dargestellten und im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Methoden besteht noch eine Vielzahl weitere Methoden zur Parameterschätzung, die alternativ angewandt werden können. Für deren Umsetzung wird auf die entsprechende Literatur verwiesen.

### 6.2.4.2 Momentenmethode

Momente stellen Funktionen von Verteilungen dar, genauer gesagt die Erwartungswerte ihrer Potenzen. Die Berechnung erfolgt nach [18] ( $k$ : Potenz,  $\mu_k$  =  $k$ -tes Moment).

$$\mu_k = E[(X - \mu)^k] \quad [18]$$

Für  $\mu = 0$  werden die Momente als gewöhnliche Momente bezeichnet, ansonsten als zentrale Momente (DULLER 2008:11). Für den Fall der gewöhnlichen Momente stellt das 1. Moment den Erwartungswert dar, über das 2. Moment kann die Varianz ermittelt werden.

Das 1. zentrale Moment weist wiederum den Wert 0 auf, das 2. zentrale Moment stellt die Varianz dar und das 3. zentrale Moment ist eine Maß für die Symmetrie einer Verteilung, die sogenannte Schiefe. Das 4. zentrale Moment wiederum beschreibt die Wölbung (Kurtosis) einer Verteilung (HEDDERICH & SACHS 2016:209f.).

Bei der Momentenmethode werden die Stichprobenmomente als Momente der Grundgesamtheit angesetzt. Für stetige Verteilungen  $f(x)$  berechnen sich die  $k$ -ten Momente einer Zufallsvariablen  $X$  nach [19] (HEDDERICH & SACHS 2016:326).

$$E[X^k] = \int_{-\infty}^{+\infty} x^k f(x) dx \quad [19]$$

Die Schätzung der  $k$ -ten Stichprobenmomente erfolgt bei der Momentenmethode nach [20] (CZADO & SCHMIDT 2011:75).

$$\hat{m}_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^k \quad [20]$$

Nach HEDDERICH & SACHS (2016:327) ist die Momentenmethode zumeist asymptotisch normalverteilt, zumindest asymptotisch erwartungstreu und stets konsistent, jedoch meist nicht effizient und meist nicht suffizient. FÜRST ET AL. (2015:415f.) merken an, dass die Methode sowohl für Ausreißer als auch bei kleinen Stichprobenumfängen anfällig ist, da die Quantilfunktion potenziert wird. Nach FANK & FUCHS (1999:34) sollte die Momentenmethode allerdings nur bis Stichprobenumfängen von bis zu 30 verwendet werden, da sie bei größeren Stichprobenumfängen nicht effizient ist.

### 6.2.4.3 Wahrscheinlichkeitsgewichtete Momentenmethode

Wahrscheinlichkeitsgewichtete Momente stellen eine Weiterentwicklung der Momentenmethode dar und werden nach GREENWOOD ET AL. (1979:1049) gemäß [21] berechnet.

$$M_{l,j,k} \equiv E[X^l F^j (1-F)^k] = \int_{-\infty}^{+\infty} [x(F)]^l F^j (1-F)^k dF \quad [21]$$

Von besonderer Bedeutung sind bei der Bestimmung der Parameter die Momente mit  $l = 1$ , da dann bei der Berechnung, wie aus [21] ersichtlich, die Quantilfunktion  $x(F)$  nicht potenziert wird. Zudem lässt sich nach HOSKING ET AL. (1985:252) der Term  $F^j (1-F)^k$  als Linearkombination von  $F$  oder  $(1-F)$  ausdrücken, falls  $j$  und  $k$  Ganzzahlen sind, wodurch sich die Berechnung nochmals vereinfacht. Der Vorteil der wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente liegt folglich in der Robustheit der Methode, da der Einfluss von Ausreißern bei der Berechnung reduziert ist. Nach HOSKING & WALLIS (1997:19) liegt jedoch bei den wahrscheinlichkeitsgewichteten Elementen eine große Schwierigkeit in ihrer Interpretation hinsichtlich der Skalen- und Formparameter.

#### 6.2.4.4 L-Momente

L-Momente wurden von HOSKING (1989, 1990) entwickelt und stellen eine Weiterentwicklung der wahrscheinlichkeitsgewichteten Momentenmethode dar. Bei den L-Momenten handelt es sich um bestimmte Linearkombinationen wahrscheinlichkeitsgewichteter Momente.

Zur Interpretation eignen sich insbesondere die ersten beiden L-Momente  $\lambda_1$  und  $\lambda_2$  sowie L-Moment-Verhältnisse  $\tau_3 = \lambda_3/\lambda_2$  sowie  $\tau_4 = \lambda_4/\lambda_2$  als Maßzahlen für den Mittelwert, die Form, Schiefe und Wölbung einer Verteilung (HOSKING & WALLIS 1997:22ff.).

Im Gegensatz zur Momentenmethode gehen, wie bei den wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten, bei den L-Momenten nur Wahrscheinlichkeiten und nicht die Quantilfunktion mit der Potenz  $n$  ein, wodurch die Methode v.a. bei kleinen Stichprobenumfängen robuster ist als die Momentenmethode. Zudem weisen sie einen geringen systematischen Fehler auf als mittels der Momentenmethode geschätzte Momente und sind effizienter als die Maximum-Likelihood-Schätzung bei kleinen und mittleren Stichprobenumfängen (HOSKING & WALLIS 1997:36ff.). REISS & THOMAS (2007:345ff.) betonen die guten Ergebnisse, die mit der L-Momenten-Schätzung bei kleinen Probenumfängen erreicht werden können, und weisen darauf hin, dass bei kleinen und mittleren Stichprobenumfängen die Parameterschätzung der GPA mittels der L-Momente der Maximum-Likelihood-Schätzung überlegen sind, wenn der Formparameter  $\xi \cong 0$ .

#### 6.2.4.5 Maximum Likelihood Estimation

Die Maximum-Likelihood-Schätzung (MLE) ermittelt an einer Stichprobe  $x = (x_1, \dots, x_n)$  einer Zufallsvariable  $X$  diejenige Parameterkombination  $\theta$ , die die Likelihood-Funktion  $L(\theta)$  maximiert (HEDDERICH & SACHS 2016:327f.). Als Likelihood-Funktion wird dabei die zu untersuchende Verteilungsfunktion eingesetzt [22].

$$L = L(\theta) = \prod_{i=1}^n P(X = x|\theta) \quad [22]$$

Üblicherweise wird die Funktion für die Berechnung logarithmiert [23].

$$\log L(\theta) = \sum_{i=1}^n \log P(X = x|\theta) \quad [23]$$

Die Berechnung erfolgt für einfache Fälle anschließend über die Ableitung von [23] und Nullsetzen der Gleichung, in schwierigeren Fällen wird die Gleichung numerisch berechnet (COLES 2001:31).

Die Vorteile der MLE liegen nach HEDDERICH & SACHS (2016:328f.) in der Flexibilität der Anwendbarkeit, der Konsistenz, der zumindest asymptotischen Erwartungstreue und Effizienz sowie in der Suffizienz. Zudem stellt die MLE den besten asymptotisch normalen Schätzer dar. Nachteilig ist hingegen die nicht-triviale Formulierung der Likelihood-Funktionen, die Notwendigkeit der numerischen Berechnung der Likelihood-Funktion und die Verzerrung bei geringen Stichprobenumfängen.

#### 6.2.4.6 Maximum Product of Spacing

Die Maximum-Spacing-Methode stellt eine Abwandlung der Maximum-Likelihood-Schätzung dar (KABLUCHKO 2017:51). Als Spacings werden die Differenzen in den Werten für die Verteilungsfunktion benachbarter Zufallsvariablen bezeichnet. Bei der Maximum-Spacing-Schätzung wird

das Produkt dieser Spacings durch Anpassung der Parameter der zu untersuchenden Verteilung maximiert.

## 6.2.5 Anpassungstests und graphische Verfahren

### 6.2.5.1 Grundlagen

Anpassungstests dienen zur Überprüfung, ob eine Stichprobe von als unabhängig angesehenen Beobachtungen aus einer bestimmten Verteilung stammen kann (GROß 2010:171). Verschiedene Anpassungstests stehen dabei zur Verfügung. Im Rahmen dieser Arbeit wurden lediglich die gebräuchlichsten der vorhandenen Tests untersucht.

### 6.2.5.2 Chi-Quadrat-Anpassungstest

Der Chi-Quadrat-Anpassungstest stellt eine eher einfache Möglichkeit dar, um zu überprüfen, ob eine Stichprobe aus einer bestimmten Verteilung stammt (GROß 2010:171). Hierfür wird der Wertebereich einer Variablen in eine beliebige Anzahl sich nicht überlappender Klassen unterteilt. Die Beurteilung, ob die zu untersuchende Verteilung für die Stichprobe als zutreffend zu erachten ist oder nicht, erfolgt anschließend über das Verhältnis aus der quadrierten Differenz von beobachteter und erwarteter Häufigkeit zu erwarteter Häufigkeit (HEDDERICH & SACHS 2016:457) nach [24].

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} \quad [24]$$

mit	$n$	Stichprobenumfang
	$n_i$	Häufigkeit der Variable in der Klasse $i$
	$p_i$	Wahrscheinlichkeit der Klasse $i$
	$k$	Klassenanzahl

Übersteigt der Wert  $\chi^2$  einen bestimmten Grenzwert, ist die untersuchte Verteilungsfunktion als Ursprung der Stichprobe abzulehnen.

Nach BELKE (1974) liegt ein Problem des Chi-Quadrat-Anpassungstests in der willkürlichen Festlegung der Klassenanzahl. Zwar kann das Verfahren nach MANN-WALD (1942 in BELKE 1974) zur sinnvollen Festlegung der Klassenanzahl herangezogen werden, dennoch wird das Verfahren von BELKE aufgrund der zu geringen Trennschärfe des Tests nicht empfohlen. Es wird folglich auch bei dem in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahren nicht berücksichtigt.

### 6.2.5.3 Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest

Der Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest (KS-Test) ist eine weitere Möglichkeit, um eine empirische Verteilung mit einer theoretischen Verteilungsfunktion zu vergleichen. Hierfür werden die beobachteten Werte der Größe nach sortiert und als empirische Verteilungsfunktion dargestellt ([25] in HEDDERICH & SACHS 2016:461).

$$F_x(x_{(i)}) = \frac{n(i)}{n} = \frac{i}{n} \quad [25]$$

mit	$n(i)$	Anzahl der Beobachtungen $< x_i$
	$n$	Anzahl der Beobachtungen

Anschließend werden die empirischen Werte mit einer zu wählenden Verteilungsfunktion verglichen. Die Teststatistik ermittelt die maximale Abweichung zwischen der empirischen Verteilungsfunktion und der zu untersuchenden theoretischen Verteilungsfunktion ([26] in HEDDERICH & SACHS 2016:462). Überschreitet die Teststatistik ein bestimmtes Maß, so ist die untersuchte theoretische Verteilungsfunktion zu verwerfen.

$$\hat{D} = \max_{1 \leq i \leq n} \left| F_0(x_{(i)}) - \frac{i}{n} \right| \quad [26]$$

mit  $F_0$  theoretische Verteilungsfunktion

Nach HEDDERICH & SACHS (2016:463) werden in Statistikprogrammen die kritischen Werte teilweise direkt berechnet oder angenähert.

#### 6.2.5.4 Cramér-von Mises-Anpassungstest ( $n\omega^2$ -Test)

Nach DULLER (2008:119) stellt der Cramér-von Mises-Test (CvM-Test) – in DVWK (1999) auch als  $n\omega^2$ -Test bezeichnet – einen dem KS-Test ähnlichen Anpassungstest dar. Als Teststatistik dient im Gegensatz zum KS-Test jedoch beim Cramér-von Mises-Test nicht das Supremum, also die kleinste obere Schranke, der Abweichungen der empirischen von der zu untersuchenden theoretischen Verteilungsfunktion. Es werden hingegen die quadrierten Abweichungen herangezogen.

Die Testhypothesen und die Teststatistik lauten gemäß DULLER (2008):

$$H_0: F(x) = F_0(x)$$

$$H_1: F(x) \neq F_0(x)$$

$$C^2 = n \times \int_{-\infty}^{+\infty} (F_n(x) - F_0(x))^2 f_0(x) dx$$

Die Nullhypothese wird verworfen, wenn die Teststatistik  $C^2$  einen kritischen Wert  $C^2_{n,1-\alpha}$  erreicht oder übersteigt.

#### 6.2.5.5 Anderson-Darling-Anpassungstest

Der Anderson-Darling-Anpassungstest (AD-Test) wurde von ANDERSON & DARLING (1952) entwickelt und stellt eine Abwandlung des Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstests dar. Er ist eng mit dem CvM-Test verwandt (LAIO 2004:2). Im Gegensatz zum KS-Test, der bei Abweichungen vom Verteilungsmodell im Bereich des Medians zu bevorzugen ist, eignet sich der AD-Test insbesondere, wenn Abweichungen am Rand einer Verteilung berücksichtigt werden sollen (HEDDERICH & SACHS 2016:466).

Beim A-D-Test wird nach FÜRST ET AL. (2011:10) eine Teststatistik  $A^2$  berechnet, wobei beliebige Verteilungsfunktionen  $F$  berücksichtigt werden können [27].

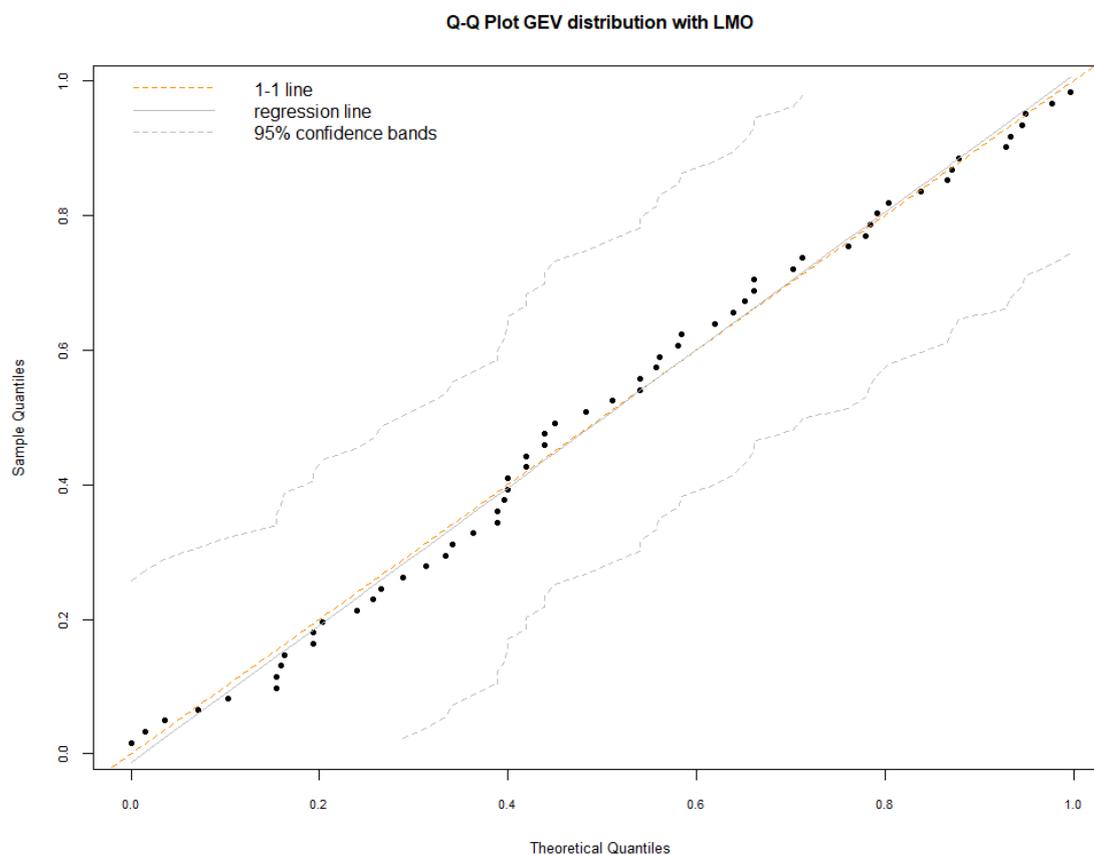
$$A^2 = -n - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [(2i-1) * [\ln(F_i) + \ln(1 - F_{n-i+1})]] \quad [27]$$

mit  $n$  Stichprobenumfang  
 $F$  Verteilungsfunktion

Die Nullhypothese ist zu verwerfen, wenn die errechnete Teststatistik  $A^2$  einen kritischen Grenzwert  $A^2_{crit,\alpha}$  übersteigt. In Statistikprogrammen wie R wird nach HEDDERICH & SACHS (2016:467) dieser entsprechende kritische Wert automatisch berechnet.

### 6.2.5.6 Quantil-Quantil-Plot

Quantil-Quantil-Plots (QQ-Plot) stellen eine weitere Möglichkeit dar, die Anpassung einer Verteilungsfunktion an die Daten zu überprüfen. Beim QQ-Plot werden die Quantile der empirischen Verteilungsfunktion den Quantilen der angepassten theoretischen Verteilungsfunktion gegenübergestellt. Weichen die geplotteten Datenpunkte deutlich von der Winkelhalbierenden ab, wird die Verteilung abgelehnt. Bei dreiparametrischen Verteilungen kann alternativ auch ein fehlerhafter Formparameter für die Abweichungen verantwortlich sein (REISS & THOMAS 2007:63).



**Abbildung 24:** Quantil-Quantil-Plot der Grundwassermessstelle Wolfersberg 266

### 6.2.5.7 Bewertung der Anpassungstests

LAIO (2004:6) stellt fest, dass bei dem von ihm durchgeführten Untersuchungen der AD-Test geringfügig besser abschnitt als der CvM-Test, und empfiehlt grundsätzlich die Anwendung des AD-Tests. Der KS-Test zeigte gegenüber dem AD- und dem CvM-Test deutlich schlechtere Ergebnisse. Des Weiteren rät LAIO von der Verwendung des Chi-Quadrat-Tests ab. ZEMPLÉNI (2004:10) beschreibt ebenfalls, dass der AD-Test bessere Ergebnisse liefert als der CvM-Test.

Der Vorteil des Quantil-Quantil-Plots gegenüber den statistischen Testverfahren liegt darin, dass das Verfahren eine optische Überprüfung des Ergebnisses beinhaltet. Es kann leicht überprüft werden, in welchen Bereichen einer Verteilung Abweichungen größer oder kleiner sind und ob die Verteilung insbesondere am oberen Schwanz die Messdaten abbilden kann. Nachteilig ist

jedoch, dass die Annahme oder das Verwerfen einer Verteilung auf der subjektiven Beurteilung des Ergebnisses erfolgt.

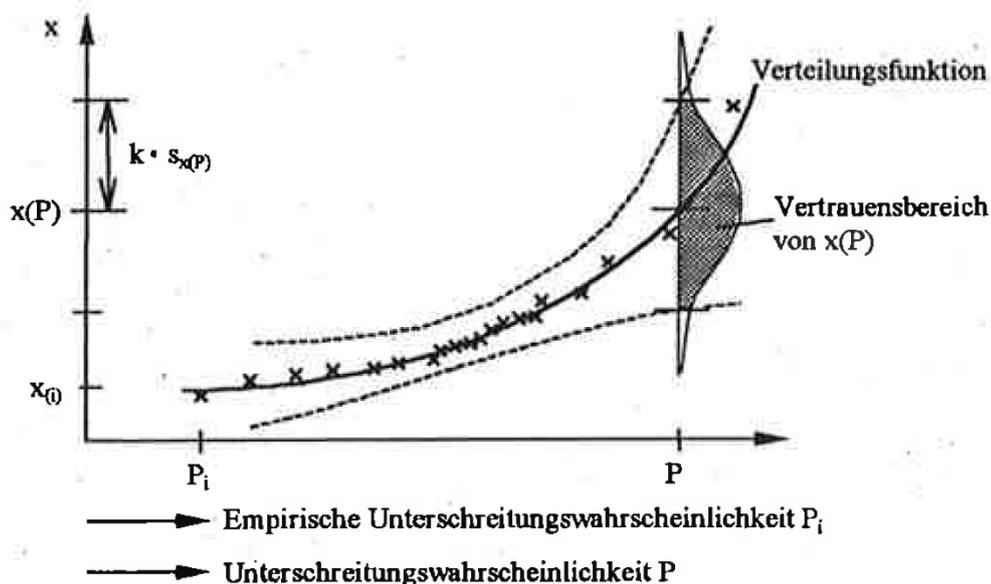
FÜRST ET AL. (2011:10) empfehlen bei der Auswertung von Extremwerten den A-D-Test gegenüber dem K-S-Test, da ersterer die Randbereiche der Verteilungen stärker berücksichtigt. Bei den von ihnen vorgenommenen Auswertungen zeigte der AD-Test dementsprechend auch eine höhere Trennschärfe. VOGT ET AL. (2006:31) weisen auf die Unsicherheiten bei der Verwendung von Anpassungstests hin und raten an, einen optischen Vergleich von theoretischer und empirischer Verteilungsfunktion vorzunehmen.

## 6.2.6 Bestimmung von Konfidenzintervallen

### 6.2.6.1 Allgemeines

Konfidenzintervalle dienen dazu, die Sicherheit von Aussagen zum Wert eines Parameters, wie etwa dem Grundwasserstand, bei einer gewissen Unterschreitungswahrscheinlichkeit zu erhöhen. Sie ermöglichen somit die Aussage, dass der Parameter mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit, beispielsweise 95 %, unter dem ermittelten Wert liegt.

Die Bedeutung von Konfidenzintervallen wird aus Abbildung 25 ersichtlich. Für die Festlegung des Vertrauensbereichs werden die gemessenen Grundwasserstände als eine Stichprobe der zugrundeliegenden Verteilung betrachtet. Die sich aus der Quantilfunktion ergebenden Grundwasserstände beliebiger Jährlichkeit sind in der Abbildung als durchgezogene Linie dargestellt. Für die Festlegung der Konfidenzintervalle wird angenommen, dass die Werte der Quantilfunktion die Erwartungswerte einer Normalverteilung darstellen. Die Normalverteilung für die Unterschreitungswahrscheinlichkeit  $P$  ist in der Abbildung exemplarisch dargestellt.



**Abbildung 25:** Vertrauensbereich einer Schätzung nach DVWK (1999)

Die gestrichelten Linien in der Abbildung stellen nun den Vertrauensbereich mit einer Wahrscheinlichkeit  $1 - \alpha$ , z.B. 95 %, dar. Aus statistischer Sicht kämen die Quantilfunktionen weiterer Stichproben mit der gleichen Beobachtungsdauer innerhalb dieser gestrichelten Linien zu liegen. Aus der Addition des Erwartungswertes und des Zuschlags für den Vertrauensbereich ergibt sich

ein Grundwasserstand mit einer bestimmten Jährlichkeit, der mit der Wahrscheinlichkeit  $1 - \alpha$  nicht überschritten wird.

Den genannten Überlegungen liegt die Annahme zugrunde, dass die auf Basis der gemessenen Grundwasserstände ermittelte Quantilfunktion dem Erwartungswert einer Normalverteilung entspricht. Da die vorliegende Stichprobe die einzige zur Verfügung stehende Stichprobe ist, kann diese Annahme entsprechend nicht verifiziert werden. Für den Fall, dass die im Beobachtungszeitraum gemessenen Grundwasserstandsextrema oberhalb der langfristig zu erwartenden Werte liegen, bedeutet dies, dass folglich auch die Quantilfunktion oberhalb des Erwartungswertes der tatsächlich zugrundeliegenden Verteilung zu liegen kommt. Für eine bestimmte Jährlichkeit würde dies zu Grundwasserständen führen, die im Vergleich zum wahren Wert überschätzt wären. Ein gewisser Widerspruch ist somit dem Vorgehen immanent.

### 6.2.6.2 Asymptotische Konfidenzintervalle

Asymptotische Konfidenzintervalle können nach REISS & THOMAS (2007:91) nach [28] bestimmt werden. Die Wahrscheinlichkeit wird über den Parameter  $\alpha$  bestimmt. Für ein 95 %-Konfidenzintervall liegt dieser beispielsweise bei  $\alpha = 0,05$ .

$$\left[ \hat{T}_n(x) - \frac{s(\hat{\vartheta}_n(x)) u(\alpha/2)}{n^{1/2}}, \hat{T}_n(x) + \frac{s(\hat{\vartheta}_n(x)) u(\alpha/2)}{n^{1/2}} \right] \quad [28]$$

mit	$\hat{T}_n(x)$	Schätzer für den Parameter $T(\vartheta)$ der Verteilungsfunktion $F_\vartheta$
	$s(\hat{\vartheta}_n(x))$	geschätzte Standardabweichung
	$u(\alpha/2)$	$(1-\alpha/2)$ -Quantil der Student-t-Verteilung
	$n$	Anzahl Messwerte

In DVWK M-251 (1999) wird ein geringfügig hiervon abweichendes Verfahren vorgestellt.

### 6.2.6.3 Konfidenzintervalle mit Bootstrapping-Verfahren

Bei der Bestimmung von Konfidenzintervallen mit Bootstrapping-Verfahren werden neue Datensätze erzeugt, anhand derer die Konfidenzintervalle geschätzt werden können (WOLLSCHLÄGER 2017:429ff.). Beim nicht-parametrischen Bootstrapping werden aus den vorhandenen Daten durch Ziehung mit Zurücklegen neue Datensätze generiert. Aus der statistischen Auswertung jedes dieser Datensätze ergibt sich dann das zugehörige Konfidenzintervall. Beim parametrischen Bootstrapping wird im Gegensatz zum nichtparametrischen Bootstrapping ein statistisches Modell, also eine bekannte Verteilungsfunktion, vorausgesetzt. Anhand dieser Verteilung werden zufällige Stichproben erzeugt, anhand derer wiederum die Konfidenzintervalle bestimmt werden können. Eine ausführliche Behandlung von Bootstrapping-Verfahren findet sich u.a. in DAVISON & HINKLEY (1997).

### 6.2.6.4 Bewertung der Verfahren zur Erstellung von Konfidenzintervallen

NAESS & HUNGNES (2002:5) halten Bootstrapping für ein geeignetes Werkzeug zur Erzeugung von Konfidenzintervallen für extreme Daten. KYSELÝ (2008:3246ff.) kommt aufgrund von umfangreichen Untersuchungen zu dem Schluss, dass bei der Anwendung der GEV parametrisches Bootstrapping zumeist annehmbare Ergebnisse erzielt und dem nicht-parametrischen Bootstrapping vorgezogen werden sollte. Ungenaue Ergebnisse sind allerdings bei misspezifizierten Modellen und bei Modellen mit systematischen Fehlern zu erwarten. MUDELSEE (2014:228) stellt

hingegen fest, dass sich im Fall von Extremwerten bei nicht-parametrischem Bootstrapping die Verteilung der Bootstrap-Replikationen nicht unbedingt der tatsächlichen Extremwertverteilung annähert. Bei parametrischem Bootstrapping wiederum ist damit zu rechnen, dass die zugrundeliegende Extremwertverteilung nicht mit ausreichender Genauigkeit die tatsächliche Verteilung wiedergibt. DUPUIS & FIELD (1998:358) raten möglichst von der Verwendung von Bootstrapping zur Erzeugung von Konfidenzintervallen bei Extremwerten ab und empfehlen asymptotische Konfidenzintervalle.

## 6.3 Instationäre Extremwertanalyse

### 6.3.1 Grundlagen der instationären Extremwertanalyse

Bei der instationären Extremwertanalyse wird angenommen, dass sich ein oder mehrere Parameter einer Verteilung mit der Zeit verändern, sodass die Annahmen der stationären Extremwertanalyse hinsichtlich der zeitlichen Konstanz einer Zeitreihe, insbesondere derer des Mittelwerts, nicht mehr gegeben sind. Es wird folglich analog zur stationären Extremwertanalyse weiterhin eine Verteilungsfunktion an die Daten angepasst, die Parameter der Verteilung werden jedoch zeitabhängig definiert.

### 6.3.2 Blockgröße und Schwellenwert

Für die Blockgröße gelten die Ausführungen wie bei der stationären Extremwertanalyse (Abschnitt 6.2.2). Einen entscheidenderen Einfluss hat hingegen die Definition des Schwellenwerts bei der instationären Auswertung, da sich die Parameter der Verteilung mit der Zeit ändern. Dies wird in Abschnitt 6.3.3 genauer betrachtet.

### 6.3.3 Verteilungsfunktionen

Die zeitabhängige Definition der Parameter ist nach COLES (2001:105ff.) bei der Verallgemeinerten Extremwertverteilung sowie der Verallgemeinerten Paretoverteilung möglich. So ergibt sich aus der Verallgemeinerten Extremwertverteilung für den stationären Fall  $GEV(\mu, \sigma, \xi)$  entsprechend für den instationären Fall  $GEV(\mu(t), \sigma(t), \xi(t))$ , aus der Verallgemeinerten Paretoverteilung für den stationären Fall  $GPD(\sigma, \xi)$  für den instationären Fall  $GPD(\sigma(t), \xi(t))$ , wobei die Schwellenwerte  $u$  ebenfalls nicht zeitkonstant definiert werden ( $u(t)$ ).

### 6.3.4 Parameterschätzverfahren

Die Schätzung der zeitabhängigen Parameter erfolgt mittels der Maximum-Likelihood-Methode. Andere Schätzverfahren können hier nicht angewendet werden (KLIWA 2011). Nach COLES (2001:106) ist es zudem schwierig, den Formparameter  $\xi$  zeitabhängig zu schätzen, sodass zu meist lediglich der Lageparameter  $\mu$  und/oder der Skalenparameter  $\sigma$  zeitabhängig geschätzt werden. Unter Umständen kann der Formparameter  $\xi$  bei Daten, die eine Saisonalität aufweisen, saisonabhängig definiert werden.

### 6.3.5 Anpassungstests

Herkömmliche Anpassungstests und Quantil-Quantil-Plots, wie sie in Abschnitt 6.2.5 für die stationäre Extremwertstatistik beschrieben wurden, sind nicht für die Verwendung bei der instationären Auswertung geeignet. FAWCETT (2012:77f.) schlägt eine Transformation der Daten auf die Gumbelverteilung vor. Anschließend kann ein QQ-Plot dargestellt werden.

Zum Vergleich verschiedener Anpassungen untereinander können Informationskriterien wie das AIC oder BIC (u.a. OUARDA & CHARRON 2019:3) herangezogen werden. Sie geben aber keine Auskunft darüber, ob eine Anpassung tatsächlich geeignet ist.

#### **6.4 Zusammenfassung und Bewertung**

Die Methoden der Extremwertstatistik stellen die maßgeblichen Werkzeuge dar, die im Rahmen dieser Arbeit für die Auswertung von Grundwasserstandsdaten herangezogen werden. Das in Abschnitt 9 vorgestellte Verfahren beruht ebenso auf diesen Methoden wie auch ein Großteil der schon bestehenden Verfahren, die in Abschnitt 8 zusammenfassend dargestellt sind. Ohne die Extremwertstatistik wäre eine vertrauenswürdige Schätzung der extremen Quantile, wie sie für die Vorhersage seltener Ereignissen notwendig sind, nicht möglich.

## 7 Statistische Verfahren zur Quantifizierung von Beeinflussungen von Grundwasserständen

### 7.1 Transferfunktionen und ARMAX-Modelle

Transferfunktionen dienen der Beschreibung einer als Output bezeichneten Zeitreihe auf Grundlage von einer oder mehreren Input-Zeitreihen. Das Verhalten der Output-Zeitreihe  $Y$  hängt dabei von der bzw. den Input-Zeitreihen  $X$  ab. Die sogenannten Transfer Function Noise-Modelle (TFN) bestehen aus einem Teil, der die dynamischen Einflüsse der Eingangszeitreihen auf die Ausgangszeitreihe beschreibt, und aus einem Fehlerterm, der zufällige Anteile und Beeinflussungen beinhaltet, die nicht mit den Eingangszeitreihen beschrieben werden können. Nach HIPEL & MCLEOD (1994:579) lassen sich TFN-Modelle mit einer Input-Zeitreihe mathematisch gemäß [29] beschreiben. Erweiterungen für mehrere Input-Zeitreihen sind ohne Weiteres möglich.

$$y_t - \mu_y = \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b (x_t - \mu_x) + N_t \text{ mit } N_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad [29]$$

mit	$x_t$	Input-Zeitreihe mit Mittelwert $\mu_x$
	$y_t$	Output-Zeitreihe mit Mittelwert $\mu_y$
	$\omega(B)$	MA-Operator der Transferfunktion
	$\delta(B)$	AR-Operator der Transferfunktion
	$N_t$	Rauschen
	$a_t$	weißes Rauschen
	$\theta(B)$	MA-Operator des Noise-Terms $N_t$
	$\phi(B)$	AR-Operator des Noise-Terms $N_t$

Wie aus [29] ersichtlich, werden sowohl die Transferfunktion als auch der Noise-Anteil mittels ARMA-Modellen beschrieben. Es wird hierbei davon ausgegangen, dass der Noise-Term zumindest teilweise autokorreliert ist, dementsprechend kein weißes Rauschen darstellt und ein ARMA-Modell somit zur Beschreibung geeignet ist (HIPEL & MCLEOD 1994:579).

Beim ARMAX-Modell (autoregressive - moving average - exogeneous variable) handelt es sich nach HIPEL & MCLEOD (1994:606) um eine Sonderform des TFN-Modells, bei dem sich die Nenner von Transferfunktion und Noise-Term gleichen [30], wodurch eine Abhängigkeit zwischen den beiden Termen induziert wird. Dadurch ist das ARMAX-Modell gegenüber dem TFN-Modell weniger flexibel.

$$y_t - \mu_y = \frac{\omega(B)}{\phi(B)} B^b (x_t - \mu_x) + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad [30]$$

Eine Erweiterung der Modelle für nichtstationäre (ARIMAX-Modelle) und saisonale (SARIMA-Modelle) Zeitreihen sowie eine Kombination beider (SARIMAX-Modelle) ist möglich.

Die Anforderungen an die Daten zur Anwendung von Transferfunktionen sind im Vergleich zum im Abschnitt 7.2 beschriebenen Wiener-Mehrkanal-Filter vergleichsweise hoch. Da die Transferfunktionen auf ARMA-Modellen aufbauen, setzen sie eine äquidistante Zeitreihe voraus. Änderungen im Zeitabstand von Grundwasserganglinien, beispielsweise der Übergang von einem wöchentlichen auf ein tägliches Messintervall können nicht ohne Weiteres berücksichtigt werden, wobei verschiedene Verfahren zur Erzeugung von äquidistanten Messreihen aus nicht-äquidistanten Messreihen vorliegen. Für Grundwasserganglinien sind hier beispielsweise das Piffict-Verfahren nach VON ASMUTH (2012) zu erwähnen, welches Impuls-Response-Funktionen mit einem oder mehreren externen Einfluss zur Erzeugung einer Ganglinie mit beliebigem Abstand der

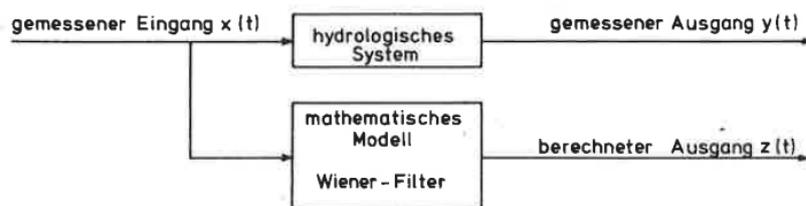
Grundwasserstände nutzt. Das Verfahren wurde von PETERSON & WESTERN (2014) für nichtlineare Abhängigkeiten zwischen den Eingängen und dem Ausgang weiterentwickelt. Die Anwendung dieser Verfahren stellt jedoch nochmals höhere Anforderungen an den Anwender, insbesondere wenn mit einer anthropogenen Beeinflussung der Messreihen gerechnet werden muss. Auf eine Anwendung dieser Verfahren wurde folglich in dieser Arbeit verzichtet.

## 7.2 Wiener-Mehrkanal-Filter

### 7.2.1 Grundlagen des Wiener-Mehrkanal-Filters

Das Wiener-Mehrkanal-Filter (WMKF) stellt ein statistisches Verfahren basierend auf Transferfunktionen dar, mit dem äußere Einflüsse auf ein System festgestellt oder Lücken in Zeitreihen ausgefüllt werden können. Als Eingang dienen eine oder mehrere Zeitreihen, die mittels linearer Transferfunktionen in eine Ausgangszeitreihe überführt werden. Es wurde ursprünglich von WIENER (1949 in WILKE 1984:20) für die Nachrichtentechnik entwickelt und am MIT für geowissenschaftliche Anwendungen weiterentwickelt.

Nach WILKE (1984:22ff.) werden beim WMKF ein oder mehrere gemessene Eingänge  $x_i(t)$  zur Simulation eines Ausgangs  $z(t)$  verwendet. Dieser kann mit dem gemessenen Ausgang  $y(t)$  verglichen werden bzw. dazu herangezogen werden, bei fehlenden Daten den Ausgang  $y(t)$  zu ersetzen. Die Vorgehensweise ist schematisch in Abbildung 26 dargestellt.



**Abbildung 26:** Schematische Darstellung des Wiener-Mehrkanal-Filters (WILKE 1984:22)

Die Berechnung von  $z(t)$  erfolgt durch die Überlagerung der Eingänge  $x_i(t)$  mit Übertragungsfunktionen  $h_i(k)$  [31].

$$z(t) = \sum_{i=1}^l \sum_{k=0}^m h_i(k) \cdot x_i(t-k) = \sum_{i=1}^l h_i(t) * x_i(t) \quad [31]$$

Zur Ermittlung der Übertragungsfunktionen  $h_i(k)$  werden in einem Kalibrierungszeitraum der gemessene Ausgang  $y(t)$  und der simulierte Ausgang  $z(t)$  miteinander verglichen. WILKE (1984:36) schlägt hierfür die Methode der kleinsten Quadrate vor [32].

$$\varepsilon = \sum_{t=0}^{m+n} \left( y(t) - \sum_{i=1}^l \sum_{k=0}^m h_i(k) \cdot x_i(t-k) \right)^2 = Min \quad [32]$$

Hierfür werden die partiellen Ableitungen der in Gleichung [32] dargestellten Differenz  $\varepsilon$  nach den Koeffizienten der Übertragungsfunktionen gebildet und gleich Null gesetzt. Da zur Berechnung dabei nicht die tatsächlichen Messwerte herangezogen, sondern die Abweichungen vom Mittelwert, werden somit die Auto- und Kreuzkovarianzen der Messwerte der Eingänge und des Ausgangs zur Ermittlung der Übertragungsfunktionen herangezogen. Vereinfacht in Matrizenform

dargestellt ergibt sich Gleichung [33], wobei  $h$  den Vektor der optimierten Übertragungsfunktionen,  $A$  die Matrix der Auto- und Kreuzkovarianzen zwischen den Eingängen und  $c$  den Vektor der Kreuzkovarianzen zwischen Eingängen und Ausgang darstellt.

$$h \cdot A = c \quad [33]$$

Durch Inversion kann die Gleichung nach  $h$  aufgelöst und folglich  $h$  bestimmt werden. Für eine ausführlichere Beschreibung der Methode wird auf WILKE (1984) verwiesen.

Praktische Anwendungen des WMKF in Hydrologie und Hydrogeologie werden von WILKE (1984), BUCHER (1999) und GROSSMANN & SKOWRONEK (2005) beschrieben. WILKE (1984) verwendet das Wiener-Mehrkanal-Filter zur Hochwasser- und Abflusvorhersage am Rhein. BUCHER (1999) wiederum wendet den Wiener-Mehrkanal-Filter zur Beurteilung von anthropogenen Eingriffen und Ausgleichsmaßnahmen auf die Grundwasserstände im Bereich des Rheinischen Braunkohlenreviers an. Als Eingangszeitreihen dienen ihm bis zu drei Zeitreihen von Grundwasserständen, die als unbeeinflusst gelten. In einem Kalibrierungszeitraum werden die Transferfunktionen ermittelt, um aus den Eingangszeitreihen die Ausgangszeitreihe zu bestimmen. Anschließend wird für den restlichen Verlauf der Ganglinien die Ausgangszeitreihe simuliert und mit der gemessenen Ganglinie der zu untersuchenden Grundwassermessstelle verglichen. Anhand der Differenzen zwischen gemessener und simulierter Zeitreihe kann auf signifikante Veränderungen der Grundwasserverhältnisse geschlossen werden. GROSSMANN & SKOWRONEK (2005) wiederum untersuchen die Auswirkungen von Grundwasserentnahmen südlich von Hamburg für die Trinkwasserversorgung der Stadt Hamburg.

### 7.2.2 Berechnungen für Tageswerte

Die Durchführung der Auswertungen mit dem WMKF erfolgt aufgrund der oftmals nur geringen Anzahl an Messungen an Monatsmittelwerten. Bei langjährigen Messreihen mit kürzeren Messintervallen kann auch mit Wochenmittelwerten oder evtl. sogar mit den tatsächlichen Werten gerechnet werden.

Die Monatsmittel sind für die Extremwertstatistik weniger geeignet als tatsächliche Messwerte bzw. simulierte Einzelmesswerte. Deshalb wurde im Rahmen dieser Arbeit eine Erweiterung zum WMKF in Form einer multiplen linearen Regression entwickelt, mit der von den Monatsmittelwerten wieder auf Einzelmesswerte geschlossen werden kann. Im Kalibrierungszeitraum werden hierfür sowohl für den Ausgang als auch für die Eingänge die Differenzen zwischen den zentrierten Messwerten und den zentrierten Monatsmittelwerten bestimmt. Anhand der Werte dieser Differenzen wird eine Regression gebildet. Im Simulationszeitraum werden erneut die Differenzen zwischen den Messwerten der Eingangsmessstellen und den Monatsmittelwerten gebildet. Mittels dieser wird mit der zuvor bestimmten Regression der Zuschlag zu den mit dem WMKF simulierten Monatsmitteln der Ausgangsmessreihe berechnet, wodurch sich Tageswerte für die Ausgangsmessstelle ergeben.

### 7.3 Weitere Verfahren

Weitere Verfahren, die eine Möglichkeit zur Auffüllung von Datenreihen oder zur Identifikation von anthropogenen Beeinflussungen darstellen, umfassen nach GROSSMANN & SKOWRONEK (2005:158) u.a. lineare und nichtlineare multiple Regressionen. Methoden der künstlichen Intelligenz (KI), wie beispielsweise künstliche neuronale Netze, stellen eine weitere Möglichkeit dar. Regressions- und KI-Verfahren wurden im Rahmen dieser Arbeit allerdings nicht untersucht.

LISCHEID ET AL. (2012) wenden die sogenannte Funktionalanalyse zur Detektion anthropogener Beeinflussungen an, BÖTTCHER ET AL. (2014) wiederum das sogenannten Isomap-Verfahren und WRIEDT (2017) vergleicht theoretische klimatische Ganglinien mit gemessenen Grundwasserständen. Diese Methoden wurden in der vorliegenden Arbeit ebenfalls nicht betrachtet, könnten jedoch für die zukünftige Weiterentwicklung des in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahrens von Interesse sein.

## 8 Bestehende Verfahren zur Auswertung von Grundwasserständen

### 8.1 Vorgehensweise gemäß BWK (2009)

Zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen schlägt der BWK (2009:16ff.) abhängig von den hydrogeologischen Gegebenheiten und den vorliegenden Kenntnissen zu den Grundwasserverhältnissen ein schrittweises Vorgehen vor. Der Begriff „Bemessungsgrundwasserstand“ nach BWK (2009:9) bezieht sich dabei auf den Bemessungsgrundwasserstand für den Endzustand  $HW_{\text{End}}$ .

In einem ersten Schritt soll nach BWK (2009:16ff.) geklärt werden, ob das geplante Bauvorhaben überhaupt in das Grundwasser hineinreicht und ob deshalb überhaupt ein Bemessungsgrundwasserstand festzulegen ist. Bei nicht eindeutigen Ergebnissen dieser ersten Untersuchung und falls der Bauherr Kosten und Aufwand weitergehender Untersuchungen vermeiden will, wird die Festsetzung der Geländeoberkante als Höhe des Bemessungsgrundwasserstands empfohlen.

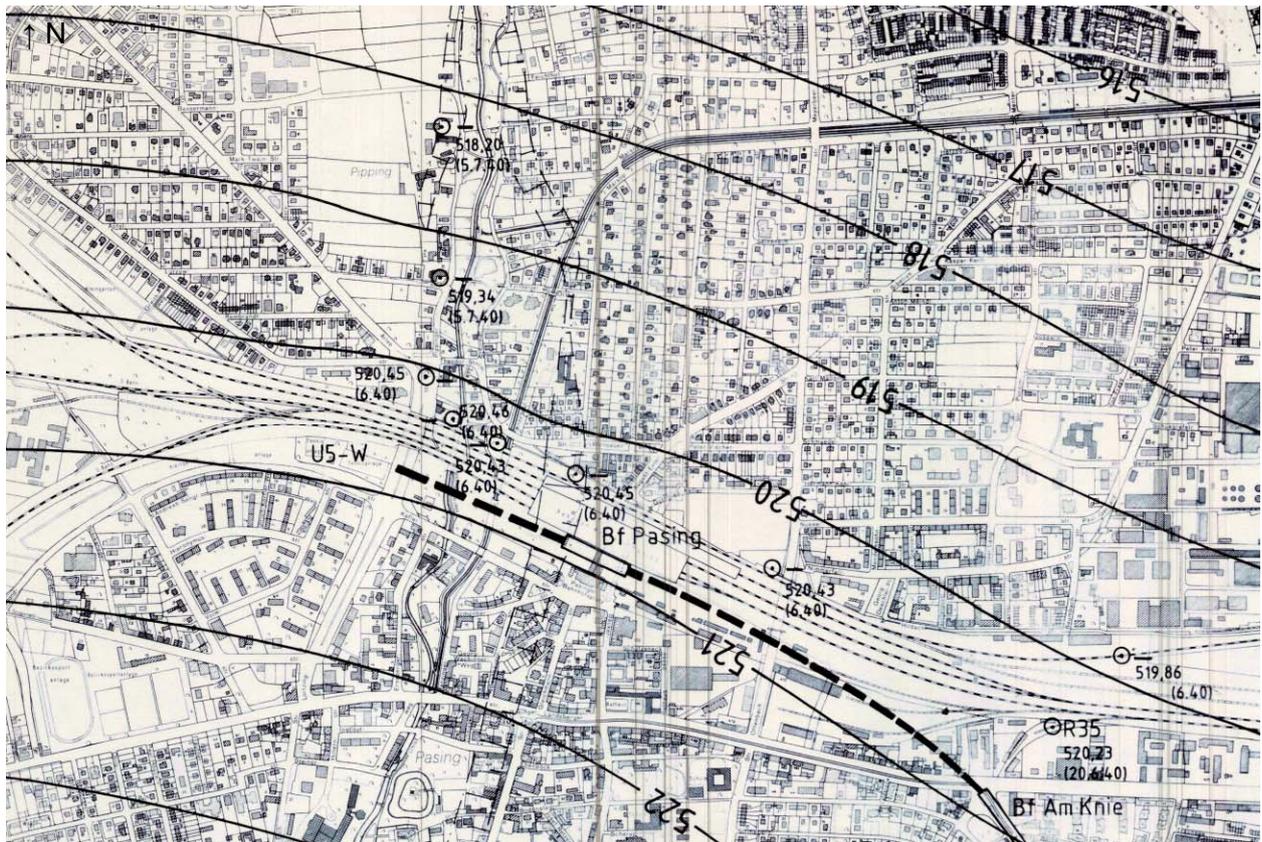
Das weitere Vorgehen hängt von den zur Verfügung stehenden Informationen zum Grundwasserstand und von den Einflussfaktoren auf den Grundwasserstand ab. Letzteres bezieht sich insbesondere auf Faktoren, die die Grundwasserverhältnisse nicht dauerhaft beeinflussen, deren Einfluss jedoch nur schwer und, wenn überhaupt, nur mit großem Aufwand quantifizierbar ist (z.B. Grundwasserabsenkungsmaßnahmen in Bergbaugebieten).

Für Vorhaben, bei denen – wie im Großraum München i.d.R. der Fall – Grundwasserstandsmessungen zur Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes zur Verfügung stehen, wird wiederum eine stufenweise Methodik empfohlen, zu deren Beginn die Festlegung des Untersuchungsgebietes steht. Dieses ist demnach so groß zu wählen, dass alle relevanten Einflussfaktoren erfasst werden können. Darauf aufbauend sollen die evtl. vorhandenen, wesentlichen Beeinflussungen anhand von Analysen der Grundwasserganglinien identifiziert werden, insbesondere Grundwasserentnahmen und -versickerungen, weitere anthropogene Beeinflussungen, Grundwasser-Oberflächenwasser-Interaktion und niederschlagsbedingte Grundwasserschwankungen. Die Anwendung von statistischen Verfahren bei der Auswertung von Grundwasserstandsdaten wird dabei im Einzelfall als Möglichkeit zur Quantifizierung der o.g. Einflussgrößen angesehen. Zur Übertragung der Ergebnisse der Auswertungen der Grundwasserganglinien auf das Bauvorhaben wird die Konstruktion von Grundwassergleichenplänen empfohlen. Für die Ableitung von Bemessungsgrundwasserständen aus Grundwasserstandsmessungen empfiehlt BWK (2009:19) Messreihen mit einer Länge von mindestens 30 Jahren.

### 8.2 Vorgehensweise am Beispiel der Stadt München

#### 8.2.1 Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes $HW_{\text{End}}$

Die Ermittlung des Bemessungsgrundwasserstandes im Endzustand ( $HW_{\text{End}}$ ) erfolgt in München üblicherweise anhand des Grundwasserstandes der rekonstruierten Grundwasserisohypsenkarte HW1940 (siehe beispielhaft Abbildung 27), zu dem ein Sicherheitszuschlag von zumeist 30 cm addiert wird.



**Abbildung 27:** Ausschnitt um den Bahnhof Pasing aus der Isohypsenkarte des rekonstruierten Grundwasserhochstandes des Jahres 1940 des U-Bahn-Referats der Landeshauptstadt München, Blatt 27, Bearbeitungsstand 1992 (LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN 1988-1992). Breite des Ausschnitts ca. 2,5 km.

Die HW1940-Karte wurde anlässlich des U-Bahn-Baus in München erstellt (DOHR 2004). Die Grundwasserstandsmessungen erfolgten im Zeitraum Mai bis Oktober 1940, wobei der eigentliche Höchststand Ende Mai 1940 vorlag. Aufgrund der geringen Anzahl an Grundwassermessungen konnte jedoch laut DOHR keine Auswertung für einen einzelnen Stichtag vorgenommen werden. Ein ähnlich hoher Grundwasserstand wie 1940 war bereits 1890 aufgetreten, aber messtechnisch noch schlechter erfasst worden. Für die Rekonstruktion der Grundwasserstände aus dem Jahr 1940 wurden die Grundwasserstände des deutlich besser abgesicherten Grundwasserstandes aus dem Sommer 1979 (HW1979) auf das Niveau des HW1940 angehoben. Die vergleichsweise gleichmäßigen (hydro-)geologischen Verhältnisse im Bereich der Münchner Schotterebene begünstigten dabei die Umsetzung. Bei der Bearbeitung wurde daneben versucht, Auftragungen des Tertiärs, anthropogene Beeinflussungen, etc. zu berücksichtigen. Im Bereich von Terrassenkanten erfolgte aufgrund zu großer Unsicherheiten keine Rekonstruktion. Hier sind nach DOHR (2004:3) Einzelgutachten erforderlich.

Die Auftretenswahrscheinlichkeit des Grundwasserhochstandes aus dem Jahr 1940 wird von BRUNS & TRETENBACH (2003:5) als ein etwa 100-jährliches Ereignis angenommen.

Im Zusammenhang mit der in München üblichen Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes für den Endzustand  $HW_{End}$  sind verschiedene Schwierigkeiten festzustellen. VOGT ET AL. (2006:29) weisen darauf hin, dass die Wahl des Sicherheitszuschlags zum Grundwasserstand HW1940 nicht immer einheitlich mit 0,3 m erfolgt. Vielmehr werden im Osten von München aufgrund lokaler Erfahrungen teilweise Zuschläge von bis zu 1,5 m zum HW1940-Wert addiert. Des Weiteren sind aufgrund von Bautätigkeiten, etc. Änderungen in den Grundwasserströmungsverhältnissen feststellbar. Aufgrund der geringen Anzahl an Grundwassermessstellen im Jahr 1940

sind zudem Ungenauigkeiten nicht auszuschließen. Darauf wird auch, insbesondere für den Bereich von Terrassenkanten, von DOHR (2004:3) hingewiesen. Außerhalb des Stadtgebiets von München liegen Karten zum Grundwasserhochstand aus dem Jahr 1940 lediglich im Nahbereich der U-Bahn-Trasse U6 nach Garching vor. Somit fehlen flächendeckende Aussagen für den gesamten Bereich der Münchner Schotterebene.

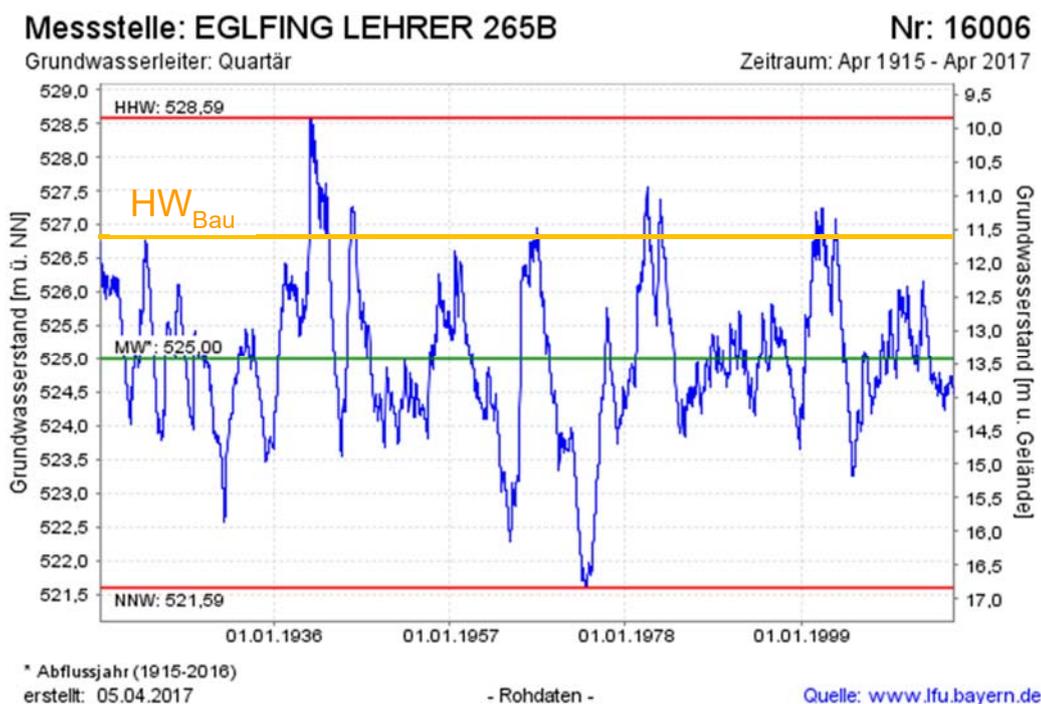
Ein ähnliches Vorgehen zur Beschreibung der höchsten zu erwartenden Grundwasserstände beschreiben auch FÜRST ET AL. (2011) für Österreich.

## 8.2.2 Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes $HW_{Bau}$

Das in München übliche Vorgehen zur Festlegung eines Bemessungsgrundwasserstandes für die Bauzeit  $HW_{Bau}$  sieht die Auswahl eines Grundwasserstandes vor, der in etwa eine 10-jährliche Wiederkehrwahrscheinlichkeit aufweist. Die Auswertung erfolgt i.d.R. über eine visuelle Auswertung von Grundwasserganglinien und/oder über die Auswertung von Grundwasserisohypsenkarten von hohen Grundwasserständen, die für den Innenstadtbereich von München vorliegen.

Sichere Aussagen über die Jährlichkeit der so ermittelten Bemessungsgrundwasserstände  $HW_{Bau}$  sind mit den beschriebenen Verfahren nicht möglich. Zudem sind bei der visuellen Auswertung von Grundwasserganglinien Schwierigkeiten hinsichtlich der Trennung von nahe beieinanderliegenden Ereignissen, also zeitnah aufeinanderfolgenden Peaks, und der Einschätzung, ob diese als unabhängig gelten können oder nicht, zu verzeichnen.

Die Festlegung des Grundwasserstandes  $HW_{Bau}$  auf Grundlage der Auswertung einer Grundwasserganglinie ist beispielhaft in Abbildung 28 dargestellt. Bei der ca. 100 Jahre umfassenden Ganglinie der Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B wird folglich zur Abschätzung eines zehnjährlichen Ereignisses der zehnthöchste Peak ausgewählt. Hieraus ergibt sich in diesem Fall ein Grundwasserstand von ca. 526,8 m üNN als Bemessungsgrundwasserstand  $HW_{Bau}$ .



**Abbildung 28:** Ganglinie der Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B mit visueller Festlegung des Grundwasserstandes  $HW_{Bau}$  (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2017)

### **8.3 Auswerteverfahren basierend auf der stationären Extremwertanalyse**

#### **8.3.1 Verfahren nach FANK & FUCHS (1999)**

FANK & FUCHS (1999) stellen ein Verfahren zur Festlegung von sehr hohen Grundwasserständen vor, bei dem Grundwasserstände hoher Jährlichkeit mittels mathematischer Verteilungsfunktionen gewonnen werden und mittels geostatistischer Verfahren eine Interpolation für ein Untersuchungsgebiet erfolgt.

Zur Bestimmung extremer Grundwasserstände werden demnach jährlich gemessene Höchstgrundwasserstände aufsteigend sortiert und an eine theoretische Verteilungsfunktion angepasst, anhand welcher wiederum die Jährlichkeit eines Ereignisses festgelegt werden kann. Als Verteilungsfunktionen untersuchen FANK & FUCHS die Fréchet-Verteilung, die Weibull-Verteilung sowie die Gumbel-Verteilung. Dabei wird empfohlen, zunächst die Gumbel-Verteilung anzupassen.

Zur Überprüfung, ob eine Verteilung zur Wiedergabe der gemessenen Jahreshöchstwerte geeignet ist, schlagen die Autoren Quantil-Quantil-Plots (QQ-Plots) vor. Liegt bei den QQ-Plots keine deutliche Abweichung der Messwerte von der Winkelhalbierenden vor, ist die untersuchte Verteilung anzunehmen. Neben den QQ-Plots ziehen FANK & FUCHS auch den Kolmogorov-Smirnov-Test zur Beurteilung der Eignung einer Verteilung heran.

Zur Schätzung der Parameter der Verteilungen stehen nach FANK & FUCHS die Momentenmethode, die Methode der kleinsten Quadrate sowie die Maximum-Likelihood-Methode zur Verfügung. Erstere sollte nur bei kleinen Stichproben bis 30 Werten angewendet werden. Von der Methode der kleinsten Quadrate raten die Autoren ab, da die extremsten Werte hierbei nicht gewichtet werden, wobei Abwandlungen des Verfahrens vorliegen, bei denen dies nicht zutrifft. Für höhere Stichprobenanzahlen wird die Maximum-Likelihood-Methode empfohlen.

Die Bestimmung von Konfidenzintervallen erfolgt bei FANK & FUCHS mittels einer asymptotischen Schätzung, wobei das Vorgehen nur für die Gumbel-Verteilung beschrieben ist. Für den Fall, dass die Gumbelverteilung zuvor abgelehnt wurde, wird das weitere Vorgehen nicht dargestellt.

Voraussetzung für die beschriebene Vorgehensweise sind unabhängige Jahreshöchstwerte. Die Grundwasserganglinie darf entsprechend keinen Trend aufweisen und Jahreshöchstwerte von aufeinanderfolgenden Jahren dürfen ebenfalls nicht voneinander abhängen. Mittels Autokorrelations- und partieller Autokorrelationsfunktionen werden diese Voraussetzungen bei FANK & FUCHS überprüft.

Abschließend erfolgen die Regionalisierung der Grundwasserhöchststände mittels Krige-Verfahren und eine Plausibilitätskontrolle der Ergebnisse.

#### **8.3.2 Verfahren nach VOGT ET AL. (2006)**

VOGT ET AL. (2006) entwickelten ein Verfahren, das sich sehr stark an dem aus der Hydrologie bekannten Vorgehen gemäß dem DVWK-Merkblatt 251 (DVWK 1999) orientiert und dem Verfahren von FANK & FUCHS (1999) sehr ähnlich ist.

Als Voraussetzungen zur Anwendung des Verfahrens werden eine ausreichend lange (mindestens 20, besser mehr als 30 Jahre), regelmäßig gemessene Zeitreihe, die Übertragbarkeit der Ergebnisse der Messreihe auf das Untersuchungsgebiet und eine möglichst geringe bzw. zumindest gleichmäßige Beeinflussung der Messreihe genannt.

Für die Auswertung wird zunächst eine Serie der Jahreshöchstwerte gebildet. Jahre mit einer nicht ausreichenden Anzahl an Messungen oder größeren Lücken, die bspw. nicht durch den Vergleich mit anderen Messreihen geschlossen werden können, sowie solche mit offensichtlich

anthropogen beeinflussten Grundwasserständen müssen von der Auswertung ausgeschlossen werden. Des Weiteren ist zu prüfen, ob die Jahreshöchstwerte voneinander unabhängig sind. Dies ist gemäß VOGT ET AL. (2006:30) der Fall, wenn die Jahreshöchstwerte entweder einen zeitlichen Abstand von mindestens vier Wochen aufweisen oder zwischen den Jahreshöchstwerten ein mindestens 0,4 m tiefes Gangliniental befindet.

Die Erfassung und ggf. die Bereinigung von Trends erfolgt nach dem in DVWK (1999) vorgeschlagenen Verfahren. Hierdurch können lineare Trends eliminiert werden. Eine Trendbereinigung sollte nach VOGT ET AL. jedoch lediglich durchgeführt werden, wenn der Trend eindeutig durch anthropogene Beeinflussungen bedingt ist.

VOGT ET AL. empfehlen, den Grundwasserstand des Jahres 1940, der aus der fast flächendeckend für München vorhandenen HW1940-Karte entnommen werden kann, eher nicht bei der statistischen Analyse zu berücksichtigen. Als Gründe nennen sie einerseits, dass nicht gewährleistet ist, dass sich die hydrologischen Verhältnisse seit 1940 nicht geändert haben, und andererseits, dass der interpolierte Kartenwert mit Unsicherheiten verbunden ist. Stattdessen sollten die HW1940-Werte zur Plausibilitätskontrolle herangezogen werden.

Die Bestimmung der Jährlichkeit eines Grundwasserstandes  $x$  erfolgt beim Verfahren nach VOGT ET AL. mit Hilfe von Verteilungsfunktionen, die die Festlegung einer Unterschreitungswahrscheinlichkeit  $P(x)$  ermöglichen. Die Jährlichkeit  $T_n$  des Grundwasserstandes  $x$  errechnet sich anschließend mittels [34].

$$T_n = \frac{1}{1 - P(x)} \quad [34]$$

Zur Ermittlung von Jährlichkeiten werden beim Verfahren nach VOGT ET AL. mehrere Verteilungsfunktionen – Normal-, Gumbel- und Weibullverteilung – untersucht (persönliche Mitteilung Prof. Vogt). Bei den von VOGT ET AL. durchgeführten Untersuchungen wurde dabei die Gumbel-Verteilung als die geeignetste angesehen. Es wird weiterhin empfohlen, die Eignung einer Verteilungsfunktion nicht ausschließlich aufgrund der Ergebnisse von Anpassungstests festzulegen, sondern die ermittelte theoretische Verteilungsfunktion gegenüber den der Größe nach geordneten empirischen Werten der Serie der Jahreshöchstwerte zu plotten (sog. „plotting positions“) und visuell die Übereinstimmung zu überprüfen. Als Grund wird hierfür die Unschärfe der Anpassungstests aufgeführt, deren Parameter aus der Stichprobe geschätzt werden. VOGT ET AL. wenden hierbei den Cramér-von Mises-Anpassungstest an. Der sich anhand der gewählten Verteilungsfunktion für eine bestimmte Jährlichkeit ergebende Grundwasserstand stellt nach VOGT ET AL. wiederum nur einen Schätzwert dar, für den angenommen werden kann, dass es sich um den Mittelwert einer normalverteilten Stichprobe handelt. Gemäß dem Vorgehen in DVWK (1999) können Konfidenzintervalle bestimmt werden, die den wahren Wert mit einer festzulegenden Wahrscheinlichkeit enthalten. Für die Bemessungsgrundwasserstände  $HW_{\text{Bau}}$  und  $HW_{\text{End}}$  schlagen VOGT ET AL. einseitig nach oben abgegrenzte 80 %- bzw. 95 %-Konfidenzintervalle vor.

Der jeweilige Bemessungsgrundwasserstand ergibt sich aus dem für eine bestimmte Jährlichkeit ermittelten Grundwasserstand zuzüglich des entsprechenden Konfidenzintervalls und weiterer Zuschläge. Bei den Zuschlägen handelt es sich zum einen um einen Zuschlag von wenigen Zentimetern für Ableseungenauigkeiten o.Ä. sowie einen Zuschlag für nicht-tägliche Messungen, wenn die Grundwassermessungen einen Messturnus mit einem Abstand von mehr als einem Tag aufweisen. Mit letzterem Zuschlag soll berücksichtigt werden, dass bei nicht-täglichen Messungen die Wahrscheinlichkeit größer wird, den Grundwasserhöchststand nicht zu erfassen. Zur Festlegung dieses Zuschlags werten VOGT ET AL. Messreihen mit täglichen Messwerten aus, in-

dem die Messintervalle vergrößert und unterschiedliche Startpunkte der nicht-täglichen Messreihen gewählt werden. Die mittleren Abweichungen der nicht-täglichen Messreihen zur täglichen Messreihe werden anschließend gegenüber dem Messintervall aufgetragen und können mit einer logarithmischen Kurve angenähert werden, so dass für beliebige Messintervalle der Zuschlag für nicht-tägliche Messungen ermittelt werden kann.

Abschließend muss bei dem Verfahren nach VOGT ET AL. der für eine Grundwassermessstelle ermittelte Bemessungsgrundwasserstand noch auf das Untersuchungsgebiet übertragen werden. Hierfür werden Grundwasserisohypsenkarten empfohlen, aus denen das Grundwassergefälle abgelesen werden kann. Bei einer ausreichenden Anzahl an Grundwassermessstellen kann auch ein Isohypsenplan erstellt werden. Im Fall zu erwartender instationärer Verhältnisse durch Klimawandel o.Ä. wird ein Zuschlag empfohlen, dessen Festlegung jedoch nicht genauer spezifiziert wird.

### 8.3.3 Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011) für lokale Schätzung

FÜRST ET AL. (2011) entwickelten weitere Verfahren zur Extremwertanalyse von Grundwasserständen. Zum einen erfolgt die Auswertung mittels der Block-Maxima-Methode, zum anderen mittels der Peaks-over-threshold-Methode. Des Weiteren werden sowohl die lokale Schätzung als auch die regionale Schätzung (Abschnitt 8.3.4) untersucht. Als Gründe hierfür werden die Schwierigkeiten in Verbindung mit der Auswertung von Grundwasserstandsdaten mit Verteilungsfunktionen genannt, insbesondere die nicht immer gegebenen Anforderungen an die Homogenität der Daten und die Unabhängigkeit der Jahreshöchstwerte sowie der nicht berücksichtigte Einfluss von geologischen Randbedingungen wie etwa dem Ansteigen des Grundwasserspiegels bis über die Geländeoberfläche.

#### Block-Maxima-Methode

Die Auswertung beruht wie bei FANK & FUCHS (1999) sowie bei VOGT ET AL. (2006) auf Zeitreihen der jährlichen Maximalwasserstände mit einer Länge von mind. 20 bis 30 Jahren. Temporär anthropogen beeinflusste Grundwasserstände werden von FÜRST ET AL. von der Analyse ausgeschlossen, dauerhaft beeinflusste Grundwasserstände werden erst ab der relevanten Veränderung berücksichtigt.

FÜRST ET AL. untersuchen die Verallgemeinerte Extremwertverteilung mit ihren Spezialfällen Gumbel-, Fréchet- und Weibullverteilung, Pearson-III-Verteilung, Verallgemeinerte logistische Verteilung, dreiparametrische Lognormalverteilung, Verallgemeinerte Paretoverteilung und Wakeby-Verteilung. Als Parameterschätzmethoden werden die Momentenmethode sowie die L-Momente verwendet, als Anpassungstests der K-S- und der A-D-Test, wobei die Schätzung mittels L-Momenten und der A-D-Test als Anpassungstest empfohlen werden. Eine graphische Überprüfung der angepassten Verteilungsfunktionen gegenüber der empirischen Verteilung (plotting positions, siehe Abschnitt 8.3.2) wird ebenfalls angeraten.

Das Wiederkehrintervall  $T$  wird gemäß [34] bestimmt. Die Schätzung eines Extremwerts  $x_T$  mit dem Wiederkehrintervall  $T$  erfolgt nach [35].

$$x_T = \bar{x} + K \cdot s_x \quad [35]$$

$K$  stellt nach FÜRST ET AL. dabei einen Häufigkeitsfaktor dar, der in Abhängigkeit von der gewählten Verteilungsfunktion berechnet werden kann [36] (hier die Gumbelverteilung).

$$K = \frac{y_T - \bar{y}_n}{s_n} \quad [36]$$

Die Ermittlung der Konfidenzintervalle erfolgt nach FÜRST ET AL. anhand der Näherungsformel aus DVWK (1999), Anhang B4. Für die Gumbelverteilung wird die Berechnung der Konfidenzintervalle mittels eines vergleichbaren alternativen Vorgehens nach KITE (1977 in FÜRST ET AL. 2011:12f.) vorgenommen.

#### Peaks-over-threshold-Methode

Alternativ zur Block-Maxima-Methode untersuchen FÜRST ET AL. auch partielle Reihen, bei denen alle Werte berücksichtigt werden, die einen zu definierenden Schwellenwert überschreiten. Die POT-Methode wird insbesondere empfohlen, wenn die jährlichen Maxima als nicht repräsentativ empfunden werden oder wenn nur wenige Messjahre zur Verfügung stehen.

Zunächst werden unabhängige Maximalwerte identifiziert. Der Abstand zwischen zwei Maximalwerten, damit diese als unabhängig gewertet werden können, wird von FÜRST ET AL. mit 60 Tagen angenommen. Es wird jedoch darauf hingewiesen, dass bei geringer Dynamik der Grundwasserhältnisse auch größere Abstände nötig sein können. Die Festlegung des Schwellenwerts wiederum erfolgt gemäß der „mean residual life function (MRLF)“ (siehe Abschnitt 6.2.2) bzw. bei mehreren zu untersuchenden Grundwasserganglinien über eine Kombination der MRLF und einer der Anzahl an Messjahren kongruenten Anzahl an Peaks. FÜRST ET AL. untersuchen hierbei für die Anzahl an Peaks die 1-, 1,5- und 2-fache Anzahl an Messjahren. Anschließend werden die bereits bei der Block-Maxima-Methode genannten Verteilungsfunktionen an die partielle Reihe angepasst, wobei FÜRST ET AL. darauf hinweisen, dass aufgrund des exponentiellen Charakters der partiellen Reihen eine Anpassung von Verteilungsfunktionen mit Schwierigkeiten verbunden sein kann. Es wird zudem unter Bezug auf COLES (2001) betont, dass eigentlich die Verallgemeinerte Paretoverteilung zur Anpassung heranzuziehen wäre. Nichtsdestotrotz werden mehrere Verteilungsfunktionen untersucht. Die Schätzung der Parameter der Verteilungsfunktionen erfolgt analog zum Block-Maxima-Verfahren. Für die Ermittlung von Jährlichkeiten ist – bei einer Abweichung der Anzahl der Jahre und des Stichprobenumfangs – eine Korrektur vorzunehmen [37].

$$P_p = 1 - \left( \frac{1}{N \cdot T_R} \right) \quad \text{mit } N = \frac{n}{J} \quad [37]$$

mit	$P_p$	Wahrscheinlichkeit
	$n$	Stichprobenumfang (Anzahl an gewerteten Peaks)
	$J$	Anzahl an Messjahren
	$N$	mittlere Anzahl an gewerteten Peaks pro Jahr
	$T_R$	Wiederkehrintervall

Für die flächenhafte Interpolation der durch die statistische Analyse erhaltenen Grundwasserstände empfehlen FÜRST ET AL. die Anwendung von Krige-Verfahren.

#### **8.3.4 Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011, 2015) für regionale Schätzung**

Als Erweiterung der Verfahren zur lokalen Schätzung von Extremwerten stellen FÜRST ET AL. (2011) und FÜRST ET AL. (2015) ein Verfahren vor, dass eine regionale Auswertung von Grundwassermessstellen zur Ermittlung von Extremwerten darstellt. Über die Betrachtung von mehreren Grundwassermessstellen in einer Region, die statistisch ein vergleichbares Systemverhalten aufzeigen, soll die Aussagekraft der statistischen Analysen verbessert werden, insbesondere wenn die zur Verfügung stehenden Daten nur einen geringen Zeitraum abdecken. Grundlage des Verfahrens der Regionalen Frequenzanalyse (RFA), das auf HOSKING & WALLIS (1997) beruht,

stellt die Annahme dar, dass in Regionen mit einem vergleichbaren Systemverhalten eine gemeinsame Verteilungsfunktion an die Daten angepasst werden kann. Die Anpassung der regionalen Verteilungsfunktion an die einzelnen Grundwassermessstellen erfolgt wiederum über einen Skalierungsfaktor.

Der Ablauf der RFA gliedert sich nach FÜRST ET AL. (2011) in folgende Schritte:

1. Zuweisung der einzelnen Grundwassermessstellen zu den Regionen
2. Auswahl der Grundwasserzeitreihen und Untersuchung auf Datenfehler
3. Transformation der Messreihen (Untersuchung der Schwankungen, nicht der absoluten Messwerte)
4. Ermittlung der L-Momente und des Diskordanzmaßes  $D$  zur Untersuchung der Homogenität der Messreihen einer Region
5. Bestimmung der Homogenität der einzelnen Regionen
6. Anpassung von Verteilungen
7. Überprüfen der Verteilungen mittels Anpassungstests
8. Schätzung der lokalen Verteilungen
9. Rücktransformation der Reihen zur Angabe von Grundwasserständen

Laut FÜRST ET AL. (2011:14) ist davon auszugehen, dass die lokale Schätzung von Überschreitungswahrscheinlichkeiten bei längeren Messreihen vertrauenswürdiger Ergebnisse liefert, bei kürzeren Messreihen die regionale Schätzung. Als Grund für ersteres wird hierfür genannt, dass bei der regionalen Schätzung Heterogenitäten im Untersuchungsgebiet die Unsicherheiten in den Quantilen bei der Schätzung für einzelne Messstellen erhöht werden.

### 8.3.5 Verfahren nach LALBAT ET AL. (2015)

LALBAT ET AL. (2015) stellen ein Verfahren vor, das ebenfalls auf der Auswertung von Grundwasserstandsdaten mittels Verteilungsfunktionen basiert. Im Unterschied zu den Verfahren nach FANK & FUCHS (1999), VOGT ET AL. (2006) oder FÜRST ET AL. (2011, 2015) nutzen LALBAT ET AL. jedoch keine vorhandenen Messdaten, sondern simulieren die Grundwasserverhältnisse im Umfeld des geplanten Atomkraftwerks Hinkley Point C mit einem numerischen Grundwassermodell. Als Ausgangsdaten stehen ihnen dabei Grundwassermessungen über einen Zeitraum von 26 Monaten und meteorologische Daten für einen Zeitraum von 47 Jahren zur Verfügung.

Vier Grundwasserstände werden von LALBAT ET AL. bestimmt, wobei die Grundwasserstände  $G_{k,wl}$  und  $Q_{k,wl,EF}$  den 0,5- und 0,99-Perzentilen entsprechen und aus der Verteilungsfunktion der gesamten modellierten Grundwasserstände abgelesen werden können. Die Grundwasserstände  $Q_{k,wl,EH}$  und  $A_{d,wl}$ , die ein Wiederkehrintervall von 100 bzw. 10.000 Jahren aufweisen, werden mittels der jährlichen Maximamethode nach REISS & THOMAS (2007) ermittelt. Die jährlichen Extremwerte werden dabei einer Verallgemeinerten Extremwertverteilung angepasst. Anschließend werden noch 95 %-Konfidenzintervalle gebildet.

### 8.3.6 Verfahren nach HAAF (2015)

HAAF (2015) entwickelte im Rahmen seiner Examensarbeit jeweils ein Verfahren zur Auswertung von Grundwasserdaten zur Extremwertprognose mit der Block-Maxima-Methode und der Peaks-over-threshold-Methode. Als Grundlage dienen hierbei Messreihen mit einer Dauer von mindestens 40 Jahren.

### Block-Maxima-Methode

Die Auswertung unterscheidet sich nur geringfügig von den zuvor vorgestellten Methoden. Zunächst werden die Grundwassermessreihen visuell auf Datenfehler, Ausreißer oder Trends untersucht. Anschließend werden die Daten normalisiert, in dem der Mittelwert von den Messdaten subtrahiert wird, um die Auswertungen besser miteinander vergleichen zu können. Die Ermittlung der Parameter für die einzelnen Verteilungen erfolgt bei HAAF mittels der L-Momente nach HOSKING (1990). Untersucht werden hierbei Normal-, Gumbel-, Weibull-, Log-Pearson-III- und Verallgemeinerte Extremwertverteilung. Als Anpassungstests dienen der K-S-Test sowie der A-D-Test, wobei letzterer empfohlen wird.

### Peaks-over-threshold-Methode

Bei der POT-Methode nach HAAF wird erneut von der um Datenfehler, etc. bereinigten Messreihe ausgegangen. Es muss nun ein Schwellenwert festgelegt werden. Hierfür wird einerseits die Mean Excess Function nach DAVIDSON & SMITH (1990 in HAAF 2015) vorgeschlagen, bei der die Schwelle in dem Bereich liegen soll, in dem der Mittelwert aller Messungen oberhalb der Schwelle eine lineare Funktion des Schwellenwerts ist. Dies wird im Mean Excess-Diagramm dargestellt, das somit die visuelle Auswahl des Schwellenwerts ermöglicht. Alternativ schlägt HAAF das sogenannte Threshold-Choice-Diagramm vor, bei dem die Parameter der anzupassenden Verallgemeinerten Paretoverteilung gegenüber dem Grundwasserstand aufgetragen werden. Der Schwellenwert wird dabei noch in dem Bereich gesetzt, in dem die Kurve noch keine größeren Schwankungen aufweist. Zur Prüfung der Unabhängigkeit der Werte oberhalb der gewählten Schwelle wird ein Declustering-Vorgang aufgezeigt, bei dem in Abhängigkeit von einer vom Benutzer gewählten Zeitbedingung jeweils der höchste Wert aus einem Intervall gewählt wird. HAAF setzt die Zeitbedingung mit 120 Tagen fest. Nach dem Declustering werden die L-Momente berechnet und die GPA-Verteilung angepasst, wobei der Q-Q-Plot und das Dichtediagramm, bei dem die angepasste Verteilung dem Histogramm der Messwerte gegenübergestellt und qualitativ ausgewertet wird, zur Überprüfung der Anpassung dienen.

Abschließend wird für ein vom Benutzer vorzugebendes Wiederkehrintervall der Grundwasserstand berechnet. Die Bestimmung der Konfidenzintervalle erfolgt mittels parametrischem oder nicht-parametrischem Bootstrapping.

## **8.4 Vergleich und Bewertung der Verfahren mit stationärer Auswertung**

Die in Abschnitt 8.3 vorgestellten Verfahren verfolgen einen vergleichbaren Ansatz, der den üblichen Schritten einer extremwertstatistischen Auswertung folgt. Das in Abschnitt 8.3.5 vorgestellte Verfahren nach LALBAT ET AL. (2015) nimmt eine gewisse Sonderstellung ein, da hier nicht die Durchführung der statistischen Analyse im Vordergrund stand, sondern insbesondere ein Weg zur Erzeugung der für die Analyse notwendigen Daten aufgezeigt wurde. Die statistische Auswertung an sich wurde vergleichsweise knapp ausgeführt. Die detailliert beschriebenen anderen vier Verfahren wiederum weisen im Detail vielfach Gemeinsamkeiten und Unterschiede auf, die im Folgenden aufgezeigt werden:

- FANK & FUCHS (1999) gehen bei ihrer Auswertung davon aus, dass keine fehlerhaften Daten oder Lücken in den Zeitreihen auftreten. VOGT ET AL. (2006) fordern, Messjahre mit offensichtlicher anthropogener Beeinflussung oder unregelmäßigen Messungen von der Auswertung auszuschließen. Außerdem schlagen sie vor, Lücken in den Messreihen durch visuellen Vergleich mit umliegenden Messreihen, soweit möglich, zu füllen. FÜRST

ET AL. (2011, 2015) empfehlen ebenfalls, durch optische Vergleiche anthropogene Beeinflussungen zu identifizieren. Temporäre beeinflusste Zeitabschnitte sollten nach FÜRST ET AL. ebenso von der Auswertung ausgeschlossen werden wie solche vor einer permanenten Änderung der Grundwasserverhältnisse. HAAF (2015) sieht ebenfalls eine optische Überprüfung der Messdaten vor.

- Hinsichtlich eines Trends in den Daten wird bei FANK & FUCHS vorausgesetzt, dass kein Trend in den Daten vorliegt. Bei VOGT ET AL. wird untersucht, ob ein Trend vorliegt. Bei anthropogen verursachten Trends wird ein Verfahren zur Trendbereinigung vorgeschlagen. Messreihen mit Trends werden bei FÜRST ET AL. und HAAF von der Auswertung ausgeschlossen.
- Die Mindestmessreihenlänge weist deutliche Unterschiede zwischen den verschiedenen Verfahren auf. FANK & FUCHS fordern lediglich Messreihenlängen von mindestens 10 Jahren, VOGT ET AL. und FÜRST ET AL. von mindestens 20 bis 30 Jahre und HAAF von mindestens 40 Jahren.
- Bei der Block-Maxima-Methode wird von VOGT ET AL. und HAAF das hydrologische Jahr verwendet, von FANK & FUCHS und FÜRST ET AL. das Kalenderjahr. Bei der POT-Methode wenden FÜRST ET AL. den MRL-Plot und eine feste Anzahl an Peaks gleich der 1-, 1,5- und 2-fachen Anzahl an Messjahren an, um den Schwellenwert festzulegen, HAAF wiederum den MRL-Plot sowie den Threshold Choice Plot.
- Zur Beurteilung der Unabhängigkeit der jährlichen Maximalwerte bzw. der Peaks betrachten FANK & FUCHS die ACF und die PACF. VOGT ET AL. fordern für die Unabhängigkeit zweier Ereignisse einen zeitlichen Abstand dieser von mindestens vier Wochen oder ein mindestens 0,4 m betragendes Gangliniental zwischen den beiden Werten. FÜRST ET AL. geben für die Block-Maxima-Methode kein Kriterium zur Beurteilung unabhängiger Maximalwerte an, bei der Peaks-over-threshold-Methode betrachten sie Peaks mit einem Abstand von mindestens 60 Tagen als unabhängig. Es wird jedoch darauf hingewiesen, dass in Abhängigkeit von der Grundwasserdynamik dieser Wert womöglich angepasst werden muss. HAAF wiederum setzt bei der POT-Methode einen für die Unabhängigkeit notwendigen Abstand von 120 Tagen an, für die BM-Methode wird kein Kriterium klar definiert.
- VOGT ET AL. berücksichtigen nicht-tägliche Messungen, indem sie eine logarithmische Ausgleichskurve an die mittleren Abweichungen vom tatsächlichen Höchstwert in Abhängigkeit vom Messintervall anpassen. Zudem wird den für bestimmte Jährlichkeiten ermittelten Grundwasserständen ein Zuschlag für eventuelle Messungenauigkeiten hinzugefügt. Die Verfahren nach FANK & FUCHS, FÜRST ET AL. und HAAF sehen keine derartigen Zuschläge vor, wobei HAAF (2015:19) zumindest erwähnt, dass unter Umständen bei Messungen der höchste Grundwasserstand nicht erfasst wird, ohne jedoch weiter zu behandeln, wie hiermit umzugehen ist.
- Die Verfahren weisen deutliche Unterschiede in den bei der BM-Methode untersuchten Verteilungsfunktionen auf. VOGT ET AL. wenden die Normal-, Gumbel- und Weibullverteilung an, FANK & FUCHS die Gumbel-, Weibull- und Fréchetverteilung, FÜRST ET AL. die Gumbel-, Verallgemeinerte Extremwert-, Verallgemeinerte logistische, Lognormal-, Pearson-III- sowie die Verallgemeinerte Paretoverteilung und HAAF die Normal-, Gumbel-, Weibull-, Verallgemeinerte Extremwert- und Log-Pearson-III-Verteilung. Bei der POT-Methode verwenden FÜRST ET AL. die gleichen Verteilungen wie bei der BM-Methode, HAAF lediglich die Verallgemeinerte Paretoverteilung.
- Die Parameterschätzung erfolgt bei allen Methoden bis auf HAAF mit der Momentenmethode. VOGT ET AL. wenden zudem die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente an, FANK

- & FUCHS die Methode der kleinsten Quadrate sowie die Maximum-Likelihood-Schätzung und FÜRST ET AL. die L-Moments. HAAF verwendet ausschließlich die L-Moments.
- Die Überprüfung der Anpassung erfolgt bei VOGT ET AL. mittels des Cramer-von Mises-Tests, bei FANK & FUCHS mittels des Kolmogorov-Smirnov- sowie des Cramer-von Mises-Tests. FÜRST ET AL. sowie HAAF wenden den Kolmogorov-Smirnov- und den Anderson-Darling-Test an, wobei beide letzteren Test eindeutig empfehlen. VOGT ET AL. empfehlen des Weiteren einen visuellen Vergleich der empirischen mit der theoretischen Verteilung, FANK & FUCHS die Anwendung des QQ-Plots und auch FÜRST ET AL. raten zu einer visuellen Überprüfung etwa mittels Diagrammen. HAAF empfiehlt zusätzlich zum QQ-Plot noch den Dichteplot, das L-Moment-Diagramm (HOSKING 1990) sowie eine Kombination aus L-Moment-Diagramm und AD-Test.
  - Die Festlegung von Konfidenzintervallen erfolgt bei VOGT ET AL., FANK & FUCHS und FÜRST ET AL. vergleichbar mittels asymptotischen Konfidenzintervallen. HAAF nutzt einen Bootstrapping-Ansatz, wobei unklar ist, ob parametrisches oder nicht-parametrisches Bootstrapping zum Einsatz kommt. VOGT ET AL. verwenden für niedrigere Jährlichkeiten ein einseitiges 80 %-Konfidenzintervall, für höhere Jährlichkeiten ein einseitiges 95 %-Konfidenzintervall. FÜRST ET AL. wenden ein beidseitiges 90 %-Konfidenzintervall an, was letztendlich für das obere Ende dem Ansatz von VOGT ET AL. entspricht. FANK & FUCHS und HAAF wiederum setzen ein beidseitiges 95 %-Konfidenzintervall an.

Aus dem Vergleich der vorhandenen Auswerteverfahren zeigt sich, dass keines der bestehenden Verfahren alle Schritte der statistischen Auswertung vollständig umfasst und somit jedes Verfahren über individuelle Stärken und Schwächen verfügt.

Das Verfahren nach FANK & FUCHS (2006) ist im Vergleich zu den restlichen Verfahren das geringumfänglichste. Wesentliche Aspekte wie die Überprüfung auf Messfehler oder Auswertungen hinsichtlich Trends sind nicht enthalten. Zudem wird keine weitere Beschreibung der Auswertung vorgenommen, wenn die Gumbelverteilung nicht angewendet werden kann (siehe auch Abschnitt 8.3.1).

Das Verfahren nach VOGT ET AL. (2006) umfasst als einziges Verfahren einen Zuschlag für nicht-tägliche Messungen (siehe auch Abschnitt 8.3.2). Der im Rahmen der Extremwertanalyse vorgenommene Untersuchungsumfang ist insbesondere im Vergleich mit den Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011, 2015) und HAAF (2015) allerdings als gering zu bewerten.

Von den vorhandenen Methoden wird das Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011, 2015) zusammen mit dem Verfahren nach HAAF (2015) als das fortschrittlichste erachtet, da im Grunde alle wesentlichen Teile der statistischen Analyse abgedeckt sind (siehe auch Abschnitte 8.3.3 und 8.3.4). Jedoch umfasst das Verfahren keine Möglichkeit der Trendbereinigung oder des Ausgleichs nicht-täglicher Messungen.

Das Verfahren nach HAAF (2015) umfasst im Großen und Ganzen die gleichen Auswertungen wie das Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011, 2015), allerdings sind die einzelnen Arbeitsschritte teilweise weniger konsequent ausgearbeitet, etwa zur Bestimmung von Konfidenzintervallen (siehe auch Abschnitt 8.3.6). Die Kritikpunkte hinsichtlich Trendbereinigung und Ausgleich nicht-täglicher Messungen wie bei der Methode nach FÜRST ET AL. treffen auch beim Verfahren nach HAAF zu. Allerdings wurden umfangreiche Untersuchungen zur Eignung verschiedener Verteilungsfunktionen für die Auswertung und zu Möglichkeiten zur Überprüfung der Anpassung durchgeführt und ausführlich dargestellt.

Allen Verfahren gemein ist, dass sie keine Methoden umfassen, anthropogene Beeinflussungen zu bewerten oder zu eliminieren. Zudem stellen mit wenigen Ausnahmen instationäre Bedingungen bei allen Verfahren ein Abbruchkriterium dar, welches keine weitere statistische Analyse mehr zulässt. Für die Berücksichtigung möglicher zukünftiger Instationaritäten schlagen VOGT ET AL. (2006:32) lediglich einen Zuschlag vor, ohne zu spezifizieren, wie dieser bestimmt werden sollte.

## **8.5 Auswerteverfahren basierend auf der instationären Extremwertanalyse**

### **8.5.1 Hintergrund**

Die in Abschnitt 6.2 vorgestellten Verfahren zur stationären Extremwertanalyse haben überwiegend ihre Vorbilder in Verfahren aus der Hydrologie. MILLY ET AL. (2008) wiesen darauf hin, dass vielfach die Anwendungsvoraussetzungen für diese Verfahren aufgrund des menschlichen Eingriffs in Flusssysteme, den Klimawandel und weitere Faktoren nicht mehr gegeben sind. Entsprechende instationäre Verfahren werden in der Hydrologie seitdem entwickelt und eingesetzt (u.a. MUDERSBACH & BENDER 2017). Ihren Weg in die hydrologischen Regelwerke haben die instationäre Auswertungen allerdings noch nicht gefunden (MUDERSBACH ET AL. 2017:143). Auswerteverfahren zur statistischen Analyse von Grundwasserständen auf der Grundlage der instationären Extremwertanalyse finden sich bisher praktisch nicht in der Literatur. KLIWA (2011) stellt hierzu eine Ausnahme dar.

### **8.5.2 Verfahren nach WILLEMS & STRICKER (2008/2009 in KLIWA 2011)**

WILLEMS & STRICKER (2008/2009 in KLIWA 2011) stellen ein Verfahren zur Auswertung von Grundwasserständen vor, das zunächst vom stationären Fall ausgeht, aber auch eine instationäre Extremwertanalyse ermöglicht. Hintergrund der Arbeit sind allgemeine Auswertungen zum Verhalten von Grundwasserständen und nicht die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen. Grundlage für die instationäre Extremwertanalyse stellt die instationäre Form der Verallgemeinerten Extremwertverteilung dar (Abschnitt 6.3.2), deren Parameter eine Zeitabhängigkeit aufweisen können.

Zunächst wird bei der Methode nach WILLEMS & STRICKER von einer stationären Verteilung ausgegangen. Bei Verdacht auf einen Trend wird zudem eine instationäre Analyse vorgenommen. Die Ergebnisse der Untersuchungen werden anschließend mit einem Devianztest verglichen, der eine Aussage darüber liefert, ob das instationäre Modell bessere Ergebnisse liefert und ob diese Verbesserung die erhöhte Komplexität des instationären Modells rechtfertigt. Ist dies der Fall, wird in einem weiteren Schritt der Trend weitergehend untersucht und in Abschnitte mit unterschiedlichem Verhalten unterteilt. Mittels weiterer Devianztests wird bewertet, ob diese Unterteilung sinnvoll ist.

### **8.5.3 Verfahren nach MUDERSBACH & BENDER (2017)**

MUDERSBACH & BENDER (2017) beschreiben ein Verfahren zur Ermittlung von Bemessungswasserspiegeln und -abflüssen in der Hydrologie auf der Grundlage der Design Life Level-Methode nach ROOTZÉN & KATZ (2013), das sich am Vorgehen im stationären Fall (z.B. nach DWA 2012) orientiert und dieses Verfahren an instationäre Verhältnisse anpasst.

Grundlage für die Methode stellt eine Zeitreihe der höchsten Grundwasserstände eines Jahres dar, an die eine Verallgemeinerte Extremwertverteilung mit zeitabhängigen Parametern angepasst wird. Anhand der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $p_e$  wird zunächst für den stationären

Fall die Wahrscheinlichkeit  $p_{k=0}$  berechnet, dass ein Ereignis  $z$  innerhalb einer Zeitspanne  $n$  nicht, also genau 0-mal, auftritt [38].

$$p_{k=0} = (1 - p_e)^n \quad [38]$$

Hieraus ergibt sich wiederum die Wahrscheinlichkeit  $p_{k \geq 0}$  – auch als *EPN* (exceedance probability im Zeitraum  $N$ ) bezeichnet –, dass ein Ereignis im Zeitraum  $n$  mindestens einmal auftritt [39]. Die Wahrscheinlichkeit *EPN* lässt sich zudem gemäß [40] berechnen. Als Zeitspanne  $n$  wird hierbei die Lebensdauer  $N$  eines Bauwerks angesetzt.

$$p_{k \geq 0} = 1 - p_{k=0} = EPN \quad [39]$$

$$EPN_{stat} = 1 - (1 - p_e)^N = 1 - \prod_{i=1}^N (1 - p_e) \quad [40]$$

Der Ansatz wird von MUDERSBACH & BENDER dann für instationäre Verhältnisse angepasst. Ausgehend von einem Referenzjahr ergibt sich für jedes Jahr bis zum Ende der Lebensdauer des Bauwerks eine unterschiedliche Überschreitungswahrscheinlichkeit  $p_{e,i}$  mit  $i = 0$  bis  $N$ . Analog zu [40] kann für den instationären Fall auch eine Überschreitungswahrscheinlichkeit *EPN* für die Lebensdauer  $N$  errechnet werden [41].

$$EPN_{inst} = 1 - \prod_{i=1}^N (1 - p_{e,i}) \quad [41]$$

Für die Ermittlung der *EPN* für den instationären Fall wird zunächst die *EPN* für den stationären Fall für eine festgelegte Jährlichkeit ermittelt. Anschließend werden beide *EPNs* für eine festgelegte Lebensdauer gleichgesetzt und für den instationären Fall die Überschreitungswahrscheinlichkeit für das Referenzjahr  $p_{e,0}$  bestimmt. MUDERSBACH & BENDER bezeichnen diese Überschreitungswahrscheinlichkeit als *DEP* (design exceedance probability). Mittels *DEP* lässt sich wiederum die Jährlichkeit im Referenzjahr *DRP* (design return period) ermitteln [42]. Die *DRP* beschreibt folglich ausgehend vom stationären Fall die erforderliche Jährlichkeit, damit bei der gewählten Lebensdauer  $N$  die Anforderungen an die *EPN* erfüllt sind.

$$DRP = \frac{1}{DEP} \quad [42]$$

Voraussetzung für die Anwendung des Verfahrens nach MUDERSBACH & BENDER (2017) ist, dass der Trend der Zeitreihe bekannt ist. Zudem muss angenommen werden können, dass sich keine Änderungen des Trends im Bemessungszeitraum ergeben.

## 8.6 Weitere statistische Verfahren

### 8.6.1 Verfahren nach BELKE (1974)

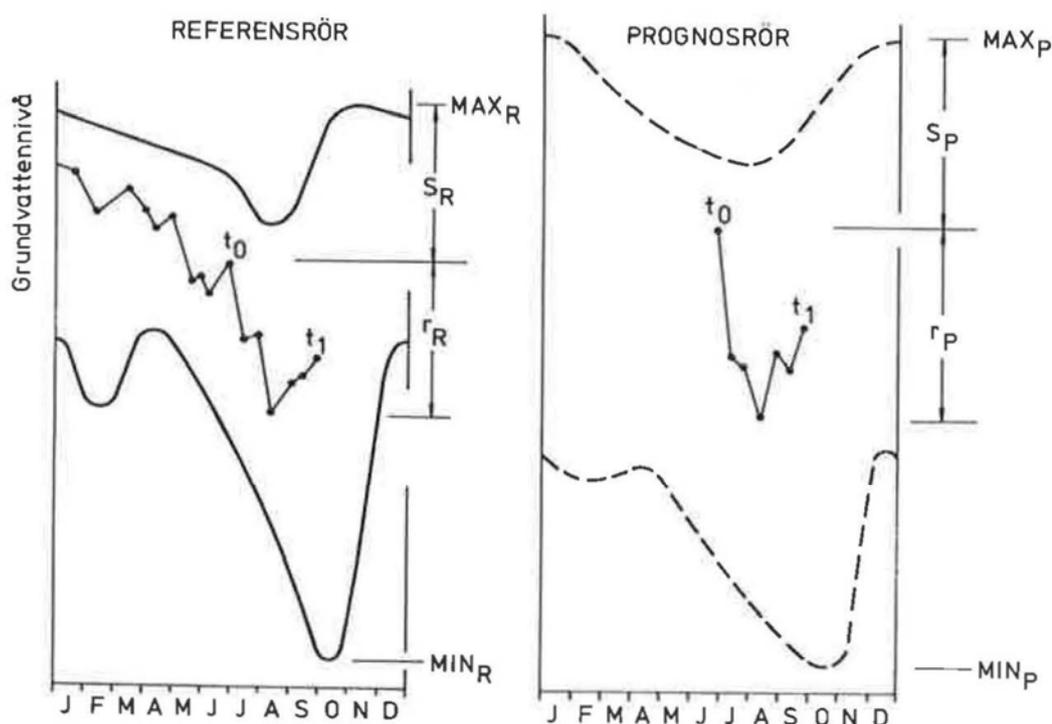
Ein erstes Verfahren zur Auswertung von Grundwasserstandsdaten für die Prognose von Extremwerten geht auf BELKE (1974) zurück. Das Verfahren basiert sowohl auf Verteilungsfunktionen als auch auf der Zeitreihenanalyse. In einem ersten Schritt wird eine Zeitreihe hierzu nach dem additiven Zeitreihenmodell in Trendanteil, periodischen Anteil, autokorrelativen Anteil und Zufallsanteil zerlegt. Der Zufallsanteil wird anschließend an eine Verteilungsfunktion angepasst, wobei BELKE die (Log-)Normal-, (Log-)Gumbel- sowie die (Log-)Pearson III-Verteilung untersucht.

Nach Anpassung eines Zeitreihenmodells an die Grundwasserdaten wird mit dem ermittelten Zeitreihenmodell die Grundwasserganglinie modelliert. Mittels mehrerer Monte Carlo-Simulationen werden für verschiedene Schwellenwerte die Wiederkehrintervalle berechnet und anschließend zu einem Grundwasserstands-Wiederkehrintervall-Diagramm zusammengefasst.

Die in Abschnitt 8.3 vorgestellten Verfahren sind im Vergleich zum Verfahren nach BELKE (1974) deutlich fortschrittlicher. Deshalb wird das Verfahren nach BELKE (1974) nicht weiter betrachtet.

### 8.6.2 Verfahren nach SVENSSON (1984)

Das Verfahren nach SVENSSON (1984) zielt darauf ab, Extremwerte für Grundwasserbeobachtungsmessstellen mit sehr kurzen Messreihen zu ermitteln, in dem die Messreihen mit langjährigen Messreihen in einer Referenzregion verglichen werden (Abbildung 29).



**Abbildung 29:** Vergleich von langen Grundwasserstandsaufzeichnungen in der Referenzmessstelle (Referenzrör) mit der kurzen Messreihe der Prognosemessstelle (Prognosrör) aus SVENSSON (1984:128)

Als Voraussetzung für die Anwendung der Methode müssen für zwei miteinander zu vergleichende Messstellen die gleichen hydrogeologischen und klimatischen Bedingungen gegeben sein. Dann kann es als erfüllt angesehen werden, dass sich die Verläufe der Ganglinien ähneln und sich die Grundwasserstände in einer vergleichbaren Art und Weise ändern (SVENSSON 1984:126).

Die Berechnung des maximalen Grundwasserstandes in der Prognosemessstelle erfolgt über den Vergleich der Grundwasserstände im kürzeren Beobachtungszeitraum und im längeren Referenzzeitraum. Zunächst wird die Schwankungsbreite der Grundwasserstände in der Prognosemessstelle ermittelt [43].

$$R_P = R_R \cdot \frac{r_P}{r_R} \quad [43]$$

mit  $R_P$  Schwankungsbreite in der Prognosemessstelle im Referenzzeitraum  
 $R_R$  Schwankungsbreite in der Referenzmessstelle im Referenzzeitraum

- $r_P$  Schwankungsbreite in der Prognosemessstelle im Beobachtungszeitraum  
 $r_R$  Schwankungsbreite in der Referenzmessstelle im Beobachtungszeitraum

Anschließend wird die relative Position der Grundwasserstände im Beobachtungszeitraum berechnet [44].

$$S_P = R_P \cdot \frac{S_R}{R_R} \quad [44]$$

- mit  $S_P$  relative Position der Grundwasserstände der Prognosemessstelle  
 $S_R$  relative Position der Grundwasserstände der Referenzmessstelle

Aus der Kombination der Gleichungen [43] und [44] lässt sich  $S_P$  ermitteln. Der maximale Grundwasserstand in der Prognosemessstelle  $MAX_P$  ergibt sich abschließend über [45].

$$MAX_P = max_P - S_P \quad [45]$$

- mit  $MAX_P$  maximaler GwStand der Prognosemessstelle im Referenzzeitraum  
 $max_P$  maximaler GwStand der Prognosemessstelle im Beobachtungszeitraum

Das Verfahren wurde von SVENSSON entwickelt, um für Standsicherheits- und Setzungsberechnungen Angaben über die zu erwartenden Grundwasserverhältnisse machen zu können. Die Genauigkeit der Ergebnisse wird von SVENSSON (1984:125) mit  $\pm 0,5$  m angegeben. Diese Genauigkeit wird für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen als nicht ausreichend erachtet. Das Verfahren nach SVENSSON (1984) wird deshalb nicht weiter betrachtet.

## 9 Neues Verfahren zur Auswertung von Grundwasserganglinien

### 9.1 Allgemeine Hinweise

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurde ein neues Verfahren zur statistischen Auswertung von Grundwasserständen im Hinblick auf die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen entwickelt. Neben Faktoren wie etwa Trends oder der Länge von Messreihen, deren Auswirkungen in der statistischen Auswertung berücksichtigt werden können, sind auch weitere Einflussgrößen zu beachten. So weisen FÜRST ET AL. (2011) und HAAF (2015) darauf hin, dass die hydrogeologischen Gegebenheiten bei einer statistischen Auswertung durch die verwendeten Verteilungsfunktionen nicht berücksichtigt werden. Hierzu zählen u.a. geringdurchlässige Deckschichten, die ein weiteres Ansteigen des Grundwasserspiegels verhindern, oder das Austreten von Grundwasser an der Geländeoberfläche bei geringem Flurabstand. BARDSLEY (2017) stellt Verteilungsfunktionen vor, mit denen die Berücksichtigung derartiger Faktoren besser möglich sein soll. Diese Verteilungsfunktionen wurden bislang jedoch nicht berücksichtigt. Im Bereich der Münchner Schotterebene, aus denen die im Rahmen dieser Arbeit untersuchten Grundwasserstandsdaten stammen, weist lediglich der vergleichsweise dünnbesiedelte Norden Verhältnisse mit geringen Flurabständen auf, in München selbst ist nur im äußersten Norden der Stadt damit zu rechnen. Deshalb wurde dieser Aspekt im Rahmen der Arbeit nicht intensiver verfolgt. Unter anderen hydrogeologischen Rahmenbedingungen gilt es mögliche Einschränkungen in den Auswertungen allerdings zu beachten.

Grundsätzlich muss vor jeder statistischen Auswertung von Grundwasserdaten zudem geklärt werden, ob die Voraussetzung für die Anwendung der statistischen Analyseverfahren gegeben sind. VOGT ET AL. (2006:28) weisen darauf hin, dass bei inhomogenen Baugrundverhältnissen, hohen Gradienten des Grundwasserspiegels, deutlichen anthropogenen Beeinflussungen oder, wie bereits genannt, nicht ausreichend langen Messreihen die Anwendung statistischer Methoden problembehaftet sein kann. Teilweise werden diese Aspekte bei dem vorgestellten Verfahren während der Durchführung genauer untersucht und Möglichkeiten aufgezeigt, diese Einflüsse zu bereinigen.

### 9.2 Erläuterung des neuen Verfahrens und Vergleich mit bestehenden Verfahren

#### 9.2.1 Überblick über die Arbeitsschritte

Um eine statistische Auswertung von Grundwasserstandsdaten vorzunehmen, die die in Abschnitt 8 aufgeführten Kritikpunkte an den vorhandenen Auswerteverfahren so weit wie nur möglich berücksichtigt und die auch auf bisher aufgrund der Anwendungsvoraussetzungen auszuschließende Grundwasserstandsdaten angewendet werden kann, wurde ein neues Auswerteverfahren entwickelt. Der Ablauf der statistischen Auswertung wird in den folgenden Abschnitten 9.2.2 bis 9.2.10 erläutert. Eine graphische Übersicht des Workflows ist in Abbildung 30 bis Abbildung 33 und Abbildung 55 bis Abbildung 56 dargestellt, wobei die Ablaufschemen für den stationären Fall in Abbildung 33 und für den instationären Fall in Abbildung 55 aufgezeigt werden.

Der Workflow gliedert sich hierbei in folgende Arbeitsschritte, wobei abhängig von der Messreihe nicht alle Arbeitsschritte ausgeführt werden müssen:

- Arbeitsschritte 1 bis 4: Einlesen und visuelle Überprüfung der Daten (Abschnitt 9.2.3)
- Arbeitsschritt 5: Trendanalyse und ggf. Trendbereinigung (Abschnitt 9.2.4)

- Arbeitsschritte 6 bis 8: Durchführung der stationären Extremwertanalyse (BM und POT) sowie Vergleich der Ergebnisse (Abschnitte 9.2.5 bis 9.2.7)
- Arbeitsschritt 9: Durchführung der instationären Extremwertanalyse (Abschnitt 9.2.8)
- Arbeitsschritt 10: Berücksichtigung weiterer Faktoren (Abschnitt 9.2.9)
- Arbeitsschritt 11: Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände (Abschnitt 9.2.10)

## 9.2.2 Verwendete Software

Für die Auswertungen wurde das statistische Softwareprogramm R verwendet (R CORE TEAM 2016). R stellt eine freie Programmiersprache dar, die insbesondere für die Durchführung von statistischen Berechnungen und zur Erzeugung von Graphiken entwickelt wurde. Die Basisfunktionalität der Software kann durch eine Vielzahl an Paketen für spezielle Fragestellungen erweitert werden. Folgende Pakete kamen dabei zur Anwendung:

- Grafiken und Datenaufbereitung
  - *ggplot2* (WICKHAM & CHANG 2019)
  - *lubridate* (SPINU ET AL. 2018)
- Trendanalyse
  - Mann-Kendall-Trendtest: *Kendall* (MCLEOD 2015)
  - Trendmodelle: *mgcv* (WOOD 2019)
  - Zeitreihenanalysefunktionen: *forecast* (HYNDMAN ET AL. 2019), *xts* (RYAN ET AL. 2020), *TSA* (CHAN & RIPLEY 2018), *tseries* (TRAPLETTI ET AL. 2019)
- Extremwertanalyse
  - Verteilungen und Parameterschätzung der Block-Maxima-Methode: überwiegend *extRemes* (GILLELAND 2019) und *lmomco* (ASQUITH 2018)
  - Weitere Pakete für Verteilungen und Parameterschätzung der Block-Maxima-Methode: *VGAM* (YEE & MOLER 2019), *fitdistrplus* (DELIGNETTE-MULLER ET AL. 2019), *actuar* (GOULET ET AL. 2019), *rootSolve* (SOETAERT ET AL. 2019), *PearsonDS* (BECKER & KLÖßNER 2017), *Metrics* (HAMNER ET AL. 2018)
  - Peaks-over-threshold-Methode: *POT* (RIBATET & DUTANG 2019)
  - Anpassungstests: *goffest* (FARAWAY ET AL. 2019)
  - Bootstrap-Konfidenzintervalle: *boot* (CANTY & RIPLEY 2019)
  - *zipfR* (EVERT & BARONI 2019)

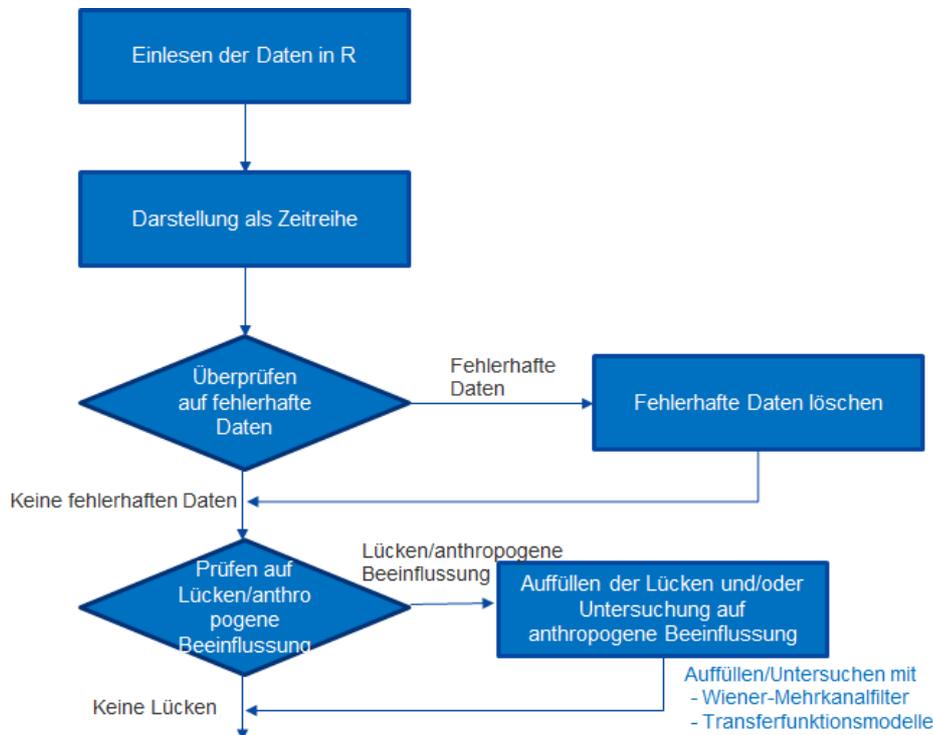
## 9.2.3 Arbeitsschritte 1 bis 4: Einlesen und visuelle Überprüfung der Daten

### 9.2.3.1 Durchführung der Arbeitsschritte 1 bis 4

Die Arbeitsschritte 1 bis 4 (Abbildung 30) umfassen das Einlesen der Daten, die graphische Darstellung der Daten als Zeitreihe sowie eine visuelle Überprüfung der Daten auf Ausreißer, Lücken und offensichtliche anthropogene Beeinflussungen. Offensichtliche Ausreißer in den Daten müssen händisch korrigiert oder gelöscht werden. Auf einen statistischen Ausreißertest wurde in der Umsetzung verzichtet. Stattdessen wird empfohlen, einen visuellen Vergleich von Ganglinien mehrerer Grundwassermessstellen vorzunehmen. Üblicherweise sind hieraus Ausreißer erkennbar.

Sollten bei der visuellen Überprüfung der Zeitreihen Zeiträume ohne Messdaten oder mit einer vermuteten anthropogenen Beeinflussung, beispielsweise temporär durch Wasserhaltungen oder dauerhaft durch bauliche Maßnahmen, ersichtlich werden, kann versucht werden, diese Zeit-

räume zu füllen oder die anthropogene Beeinflussung zu quantifizieren (Abschnitt 9.2.3.2). Hierfür wurden Untersuchungen mit dem Wiener-Mehrkanal-Filter sowie mit Transferfunktionsmodellen vorgenommen. Die Grundlagen der Methoden sind in Abschnitt 7 erläutert.

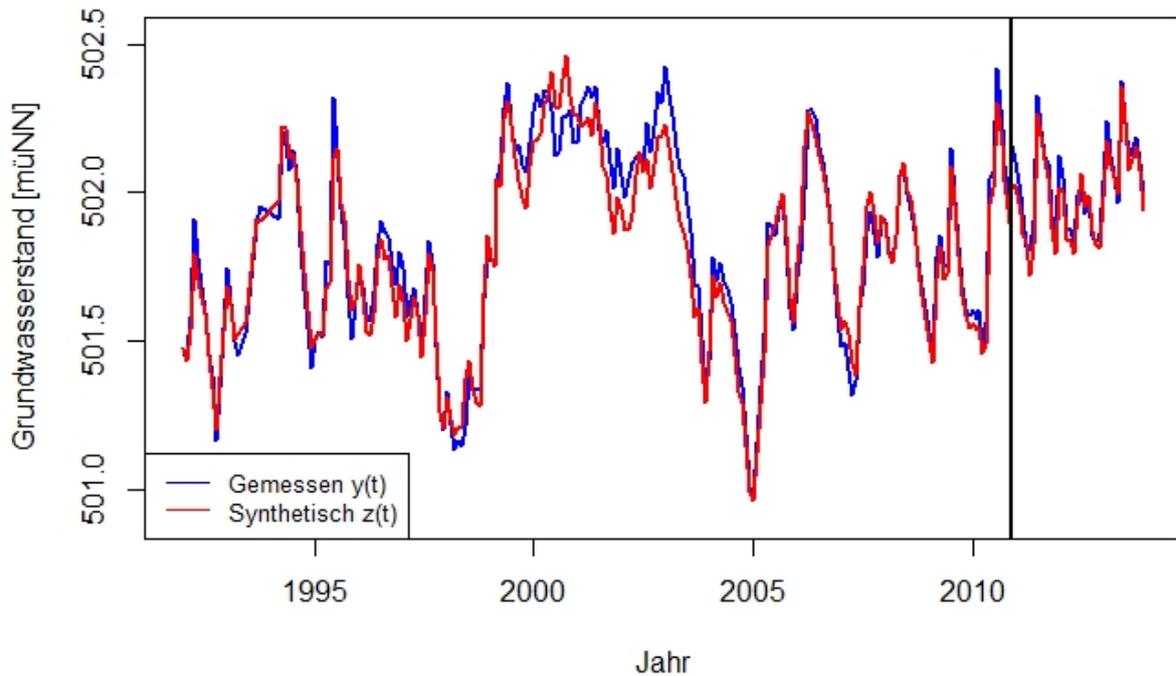


**Abbildung 30:** Ablaufschema der Arbeitsschritte 1 bis 4

### 9.2.3.2 Auffüllen von Lücken in der Datenreihe oder Erkennen von anthropogener Beeinflussung

In Abschnitt 7 wurden mit Transferfunktionsmodellen und dem Wiener-Mehrkanal-Filter zwei Verfahren vorgestellt, die sich anhand des Vergleichs mit umliegenden Grundwassermessstellen einerseits dazu eignen, Lücken in Datenreihen aufzufüllen und so den Umfang der zur Auswertung zur Verfügung stehenden Daten zu erhöhen, und es andererseits unter bestimmten Voraussetzungen ermöglichen, anthropogene Beeinflussungen in Messreihen zu detektieren. Im ersten Fall werden die Informationen von umliegenden Messreihen so verarbeitet, dass eine Messreihe für Zeiträume, in denen keine Daten vorliegen, nachgebildet werden kann, die dann für die weitere Auswertung verwendet wird. Im zweiten Fall wird diese synthetische Messreihe nicht für die weitere Auswertung herangezogen, sondern es erfolgt ein Vergleich mit den tatsächlichen Messwerten der Grundwassermessstelle. Anthropogene Beeinflussungen äußern sich durch ein signifikantes Abweichen der synthetischen von den tatsächlichen Messwerten.

In Abbildung 31 ist beispielhaft der Vergleich von gemessenen Grundwasserständen mit synthetisch erzeugten Grundwasserständen dargestellt. Der Wiener-Mehrkanalfilter wurde mit den Grundwasserständen von drei umliegenden Grundwassermessstellen im Zeitraum zwischen 1992 und 2010 kalibriert. Anschließend wurden die Grundwasserstände im Zeitraum 2011 bis 2013 erfolgreich nachgebildet. Die Differenzen zwischen den gemessenen und den simulierten Grundwasserständen liegen bei diesem Beispiel im Mittel bei ca. 0,03 m. Die maximale Differenz beträgt ca. 0,11 m.



**Abbildung 31:** Vergleich von gemessenen und mittels des Wiener-Mehrkanalfilters synthetisch erzeugten Grundwasserständen

Im Rahmen der vorliegenden Forschungsarbeit sowie von Studienarbeiten wurden R-Skripte zur Durchführung von Untersuchungen mit den beiden Methoden erarbeitet und entsprechende Analysen durchgeführt. In LINK (2017) wurde ein erstes Skript zur Ausführung des Wiener-Mehrkanalfilters erarbeitet, welches später weiter angepasst wurde. LIN (2019) führte umfangreiche Untersuchungen zur Abhängigkeit der Ergebnisse von den Einstellungsmöglichkeiten bei den Verfahren durch.

Von LIN (2019) wurden Auswertungen vorgenommen, in denen die Auswirkungen der Filterlänge  $m$  des Wiener-Mehrkanal-Filters, der Lage der zu untersuchenden Grundwassermessstelle im Vergleich zu den Eingangsmessstellen, der Anzahl der Eingänge sowie der Länge des Kalibrierungszeitraums auf die Ergebnisse mit dem Wiener-Mehrkanal-Filter im Vergleich zu tatsächlichen Messwerten bzw. deren Monatsmittelwerten betrachtet wurden.

Die Ergebnisse von WILKE (1984) hinsichtlich des Zusammenhangs der Filterlänge  $m$  und der Filtergüte  $d$  konnten im Rahmen der Untersuchungen bestätigt werden. Die Filtergüte  $d$  nimmt mit steigender Filterlänge ab. Die optimale Filterlänge wird von LIN mit  $m = 5$  bis  $m = 10$  angenommen. Bei sehr kurzen Filterlängen wurden hohe Abweichungen festgestellt, bei größeren Filterlängen zeigte sich keine nennenswerte Verbesserung der Ergebnisse mehr. Die Ergebnisse decken sich in etwa mit den Aussagen von BUCHER (1999:117) und GROSSMANN & SKOWRONEK (2005:160), die Filterlängen von maximal zwölf Monaten bzw. von drei bis sechs Monaten empfehlen.

Die Lage des Ausgangs im Vergleich zu den Eingängen hat sich in den Untersuchungen von LIN als kaum relevant erwiesen. Es wurden sowohl gute als auch weniger gute Resultate erzielt, wenn der Ausgang entweder im Zentrum der Eingänge lag oder am Rand. Vielmehr zeigte sich, dass gute Übereinstimmungen nur vorliegen, wenn die Charakteristik der Eingangs- und Ausgangsmessreihen große Ähnlichkeiten aufweist, was die Aussagen von GROSSMANN & SKOWRONEK (2005:159) bestätigt.

Hinsichtlich des Einflusses der Anzahl an Eingängen wurden von LIN Untersuchungen vorgenommen, bei denen die Anzahl der Eingänge zwischen zwei und vier variiert wurde. Die Analysen, bei denen mehr Eingänge verwendet wurden, zeigten tendenziell die besseren Ergebnisse, wobei zumeist nur eine geringfügige Verbesserung durch die Erhöhung der Anzahl an Eingängen, insbesondere von drei auf vier Eingänge, erzielt werden konnte. Dies deckt sich mit den Erkenntnissen von BUCHER (1999:117), der drei Eingänge als ausreichend erachtet.

Die Länge des Kalibrierungszeitraums weist nach LIN einen deutlichen Einfluss auf die Ergebnisse auf. Die schlechtesten Übereinstimmungen der gemessenen mit den mittels des Wiener-Mehrkanal-Filters erzeugten Grundwasserständen wurden bei kurzen Kalibrierungszeiträumen erzielt. Umfasste der Kalibrierungszeitraum 40 % bis 60 % der Messungen oder mehr, was bei den untersuchten Grundwassermessreihen Umfängen von 63 bis 221 Monaten entsprach, wiesen die künstlich erzeugten Werte nur geringe Abweichungen von den aus den Messwerten ermittelten Monatsmittelwerten auf. Die Ergebnisse decken sich in etwa mit den Aussagen von BUCHER (1999:118), der eine Mindestmessreihenlänge von etwa zehn Jahren fordert. GROSSMANN & SKOWRONEK (2005:161) verlangen in Abhängigkeit vom Schwankungsverhalten der Ganglinie lediglich eine Mindestmessreihenlänge zwischen zwei und vier Jahren. Die Anforderung nach GROSSMANN & SKOWRONEK wird anhand der Untersuchungsergebnisse von LIN (2019) als zu kurz erachtet.

Neben den Untersuchungen zum Wiener-Mehrkanal-Filter wurden von LIN (2019) auch vergleichbare Analysen mit Transferfunktionen durchgeführt. Die untersuchten Projektgebiete wurden dabei ebenso beibehalten wie die Untersuchungsziele, also die Lage der zu betrachtenden Grundwassermessstelle zu den umliegenden Grundwassermessstellen, die Anzahl der Eingänge/Inputs sowie die Variation der Länge des Kalibrierungszeitraums.

Bei der Datenaufbereitung zeigt sich, dass die Anforderungen an die Daten bei Transferfunktionen deutlich höher sind im Vergleich zum Wiener-Mehrkanal-Filter, insbesondere die Äquidistanz der Messungen ist bei Grundwasserstandsmessreihen oftmals nicht erfüllt. Fehlende Messwerte können bis zu einem gewissen Grad in Kauf genommen und in den Daten als „NA“ gekennzeichnet werden, bei einer zu großen Anzahl an Lücken ist das Verfahren allerdings nicht mehr durchführbar.

Die Untersuchungen von LIN (2019) zeigen, dass die Lage der zu betrachtenden Grundwassermessstelle im Vergleich zu den Input-Messreihen kaum relevant ist. Es wurden sowohl befriedigende als auch weniger befriedigende Ergebnisse erzielt, unabhängig davon, ob die zu betrachtende Grundwassermessstelle im Zentrum oder am Rand angeordnet war. Vielmehr ist die Ähnlichkeit des Verlaufs der Ganglinien entscheidend.

Bei den Untersuchungen hinsichtlich der Anzahl der Eingänge konnten nur geringe Unterschiede der Ergebnisse festgestellt werden, wenn zwei, drei oder vier Eingänge verwendet wurden. Eindeutige Tendenzen haben sich nicht ergeben.

Die Länge des Kalibrierungszeitraums hat einen signifikanten Einfluss auf die Qualität der Ergebnisse. Generell gilt, dass die Ergebnisse umso besser werden, je länger der Kalibrierungszeitraum ist. Bei den beiden von LIN (2019) hinsichtlich des Einflusses des Kalibrierungszeitraums auf die Simulation der Zeitreihen untersuchten Projektgebieten wurden in einem Fall zufriedenstellende Ergebnisse erst ab Längen des Kalibrierungszeitraums von 60 % erzielt, was einem Zeitraum von ca. 17 Jahren entspricht. Im anderen Fall wurden bereits bei einem deutlich kürzeren Kalibrierungszeitraum von nur 10 % der Gesamtmessreihenlänge, was in diesem Fall ca. 3

Jahren gleichkommt, akzeptable Ergebnisse erzielt. Die besten Ergebnisse wurden aber ebenfalls erreicht, wenn längere Kalibrierungszeiträume ab ca. 60 % des Gesamtzeitraums herangezogen wurden, was in diesem Fall etwa 19 Jahren entspricht.

Hinsichtlich der Datenaufbereitung kann festgehalten werden, dass die Anforderungen an den Wiener-Mehrkanal-Filter im Vergleich zu Transferfunktionen deutlich geringer sind. Dies betrifft v.a. die Äquidistanz der Messwerte, da diese für den Wiener-Mehrkanal-Filter nicht notwendig ist. Für viele Messreihen oder zumindest viele Messzeiträume dieser Messreihen ist aufgrund der fehlenden Äquidistanz der Messungen die Anwendung von Transferfunktionen ausgeschlossen.

Anhand der vorliegenden Untersuchungsergebnisse von LIN (2019) kann hinsichtlich der Lage der zu betrachtenden Messstelle und der Input-/Eingangsmessstellen festgehalten werden, dass die Lage bei beiden Verfahren kaum von Relevanz ist. Die mit den beiden Verfahren erzielten Ergebnisse ähneln sich.

Teilweise gilt Gleiches auch für die Anzahl an Eingänge. Beim Wiener-Mehrkanal-Filter zeigte sich tendenziell, dass sich die Ergebnisse mit zunehmender Anzahl an Eingängen verbessern. Bei den Transferfunktionen konnte keine Tendenz abgeleitet werden. Für beide Verfahren gilt allerdings, dass bereits bei einer geringen Anzahl an Eingängen schon gute Ergebnisse erzielt werden können.

Hinsichtlich der notwendigen Länge des Kalibrierungszeitraums gilt für beide Methoden, dass sich längere Kalibrierungszeiträume positiv auf die Ergebnisse auswirken. Bei den durchgeführten Untersuchungen zeigte sich, dass der Wiener-Mehrkanal-Filter tendenziell geringere Kalibrierungszeiträume benötigte als die Transferfunktionen. Für weitergehende Aussagen sind jedoch zusätzliche Auswertungen notwendig.

Die von LIN (2019) erzielte Genauigkeit der Ergebnisse lässt keine eindeutige Aussage zu, dass eine der beiden Methoden zu bevorzugen wäre. Ggf. sind hierfür weitere Untersuchungen durchzuführen, um eine etwaige Tendenz zugunsten einer der beiden Methoden herauszuarbeiten. Auch die Vermutung, dass bei langen Messreihen mit täglichen Messdaten die Transferfunktionsmodelle besser abschneiden als der Wiener-Mehrkanal-Filter, konnte nicht grundsätzlich bestätigt werden.

Für die Anwendung wird deshalb empfohlen, wenn möglich Auswertungen mit beiden Methoden vorzunehmen und die Ergebnisse anschließend zu vergleichen und auf Plausibilität hin zu untersuchen, beispielsweise durch einen optischen Vergleich mit umliegenden Messstellen. Bei längeren Messreihen kann zudem der Kalibrierungszeitraum in einen Kalibrierungs- und einen Validierungszeitraum unterteilt werden, um den Erfolg der Simulation nachweisen zu können.

#### **9.2.4 Arbeitsschritt 5: Trendanalyse und -bereinigung**

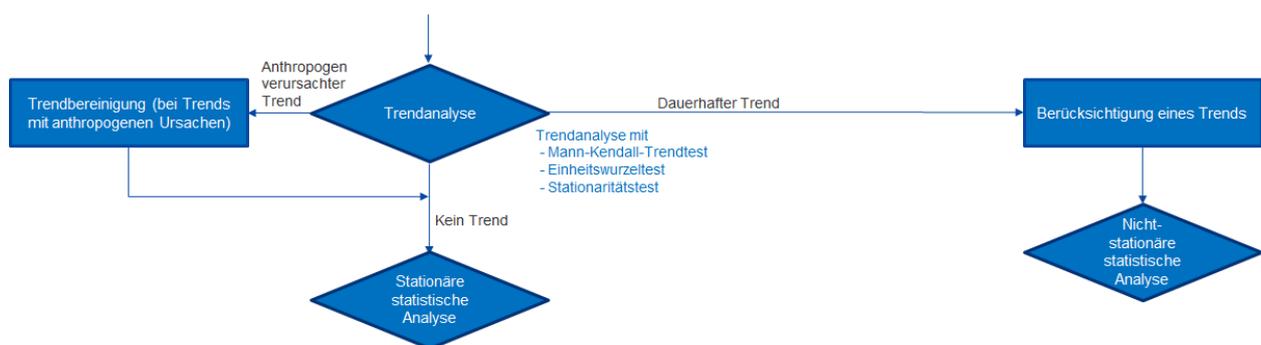
Eine der Grundvoraussetzungen für die Anwendung der bestehenden Auswerteverfahren stellt die Stationarität der Zeitreihen dar. Wird diese Voraussetzung nicht erfüllt, können die Verfahren dementsprechend nicht angewendet werden. VOGT ET AL. (2006) wenden bei instationären Zeitreihen, deren Nichtstationarität auf anthropogenem Einfluss beruht, ein Verfahren zur Trendbereinigung nach DVWK (1999) an. Dies berücksichtigt jedoch keine Fortsetzung des Trends in der Zukunft.

Im vorliegenden Verfahren wurde neben den beiden genannten Möglichkeiten – stationäre Zeitreihen ohne Trend und Trendbereinigung bei anthropogen verursachten Trends – mit dauerhaften

Trends noch eine weitere Möglichkeit berücksichtigt, die Durchführung instationärer Auswertungen (Abschnitt 9.2.8). Die Auswertung beruht in diesem Fall auf dem in Abschnitt 8.5.3 vorgestellten Verfahren nach MUDERSBACH & BENDER (2017).

Zur Feststellung, ob eine Instationarität in der Zeitreihe vorliegt, wird neben einer visuellen Beurteilung der Ganglinie, wie sie auch von FÜRST ET AL. (2011:27) empfohlen wird, der Mann-Kendall-Trendtest (5.2.2.2) herangezogen. Bei äquidistanten Messreihen wird zusätzlich die Autokorrelationsfunktion betrachtet. Instationäre Zeitreihen weisen hierbei ein langsames Absinken der ACF-Werte gegen 0 auf (Abschnitt 5.2.2.3). Die Voraussetzung gleicher Messabstände ist jedoch bei der überwiegenden Anzahl an Grundwasserstandsmessreihen nicht erfüllt. Zur Beurteilung von eventuell vorhandenen Trends können Einheitswurzel- und Stationaritätstests (5.2.3) durchgeführt werden. Aufgrund der in Abschnitt 5.2.4 beschriebenen Schwächen der Verfahren wird empfohlen, mehrere Verfahren anzuwenden. Aus den Auswertungen der Trendanalysen ergibt sich anschließend ein Gesamtbild, aus dem abgeschätzt werden kann, ob eine Messreihe als stationär oder als instationär gewertet werden muss.

Im Fall eines Trends muss dann wiederum entschieden werden, ob der Trend bereinigt werden kann oder ob es sich um einen dauerhaften Trend handelt. Die Entscheidung muss hierbei im Einzelfall aufgrund der hydrogeologischen und klimatischen Gegebenheiten sowie ggf. weiterer Faktoren getroffen werden. Dies obliegt dem jeweiligen Bearbeiter. Im Fall eines dauerhaften Trends kann die stationäre Extremwertanalyse nicht angewendet werden und es muss die instationäre Auswertemethode gemäß Abschnitt 9.2.8 angewendet werden. Wird angenommen, dass es sich nicht um einen dauerhaften Trend handelt, kann wie in VOGT ET AL. (2006) das Verfahren nach DVWK (1999) angewendet werden. Die Grundlagen dieses Verfahrens sind in Abschnitt 5.2.5 beschrieben.



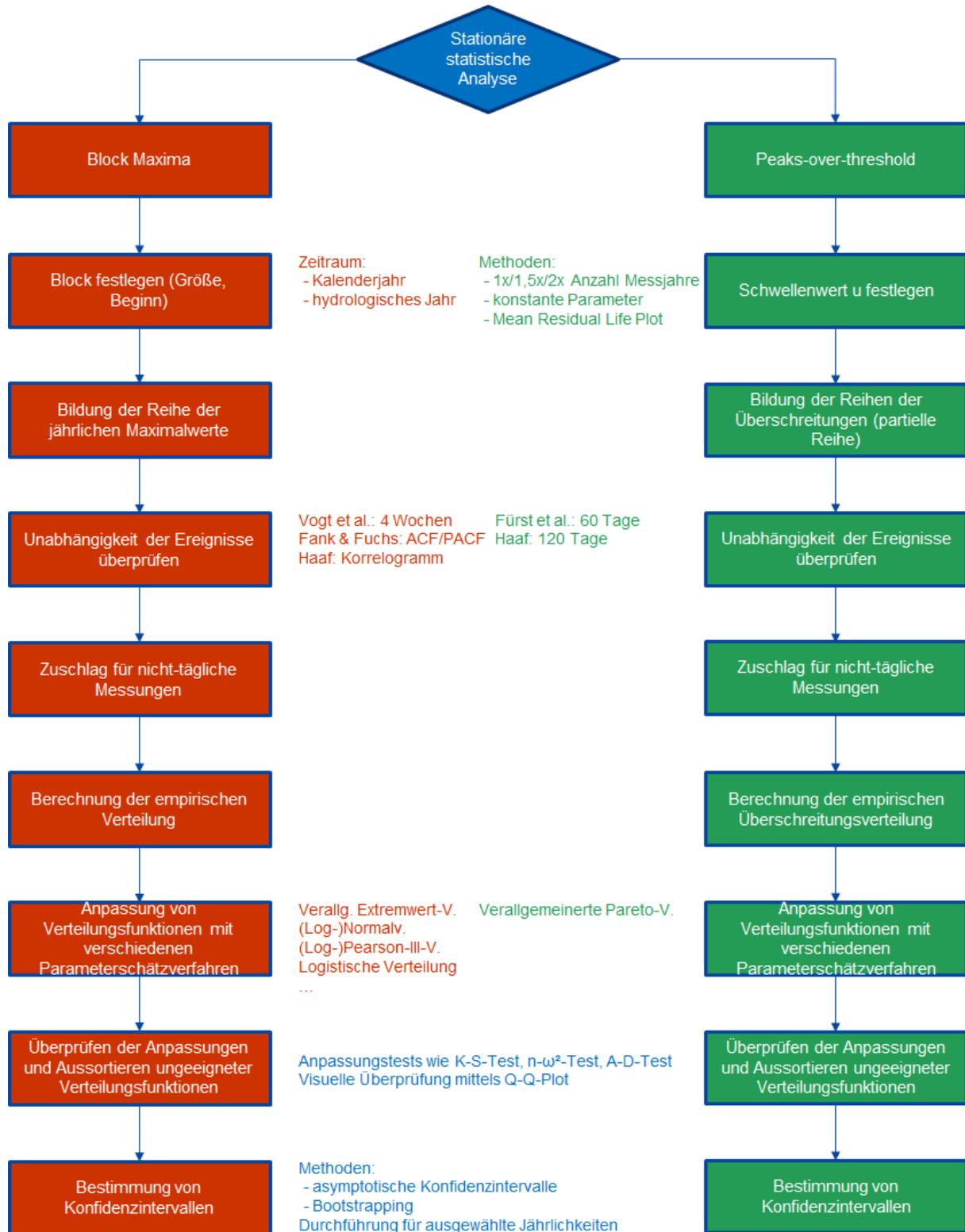
**Abbildung 32:** Ablaufschema für die Trendanalyse und -bereinigung (Arbeitsschritt 5)

Neben Trends in den Daten können auch Sprünge in den Datenreihen auftreten. FÜRST ET AL. (2011:27) halten es für zielführend, Sprünge visuell zu identifizieren. Dies wurde bei den bislang durchgeführten statistischen Auswertungen so durchgeführt. Hieraus hat sich keine Notwendigkeit ergeben, statistische Analysen hinsichtlich von Sprüngen in die Auswertungen zu integrieren, auch wenn solche statistischen Verfahren zur Identifikation von derartigen Unstetigkeiten grundsätzlich vorhanden sind. WENDEL ET AL. (2012:22f.) wenden beispielsweise eine Bruchpunktanalyse nach Mann, Whitney & Pettitt an. Aus der Zeitreihenanalyse ist zudem noch die Interventionsanalyse bekannt (u.a. HIPEL & MCLEOD 1994), um Sprünge zu identifizieren.

## 9.2.5 Arbeitsschritt 6: Stationäre Extremwertanalyse mit der Block-Maxima-Methode

### 9.2.5.1 Durchführung des Arbeitsschritts 6

Der Workflow für die stationäre Extremwertanalyse mit der Block-Maxima-Methode ist graphisch in Abbildung 33 in rot dargestellt.



**Abbildung 33:** Ablaufschema der stationären Extremwertanalyse mit der Block-Maxima- und der Peaks-over-threshold-Methode

Die stationäre Auswertung mit der Block-Maxima-Methode beginnt mit der Festlegung der Blockgröße und des Beginns der Blöcke, wobei die Blockgröße üblicherweise mit einem Jahr festgelegt wird. Hierdurch wird sichergestellt, dass keine Beeinflussung der Maximalwerte der Blöcke durch jahreszeitabhängige Effekte auftritt. Bei einer längeren Dauer eines Blocks käme es zu einer unnötigen Reduzierung der Anzahl an auszuwertenden Maximalwasserständen. Evtl. gilt es jedoch zu berücksichtigen, dass aufgrund einer langsamen Grundwasserdynamik Schwankungen in den Grundwasserständen auftreten, deren Periode deutlich größer als ein Jahr ist. Hierauf weisen u.a. FÜRST ET AL. (2011:4) oder LISCHIED ET AL. (2012:80) hin. In diesem Fall muss dann auf ausreichend lange Messreihen zurückgegriffen werden, um die Einflüsse dieses Verhaltens auf die Auswertungen zu minimieren. Hinsichtlich der Auswahl von Kalenderjahr oder hydrologischem Jahr wurde das Kalenderjahr als Blockzeitraum gewählt. Da die Maximalgrundwasserstände im München tendenziell überwiegend im Frühjahr und im Sommer auftreten, ergeben sich keine Vorteile aus dem hydrologischen Jahr als Blockzeitraum (Abschnitt 9.2.5.2).

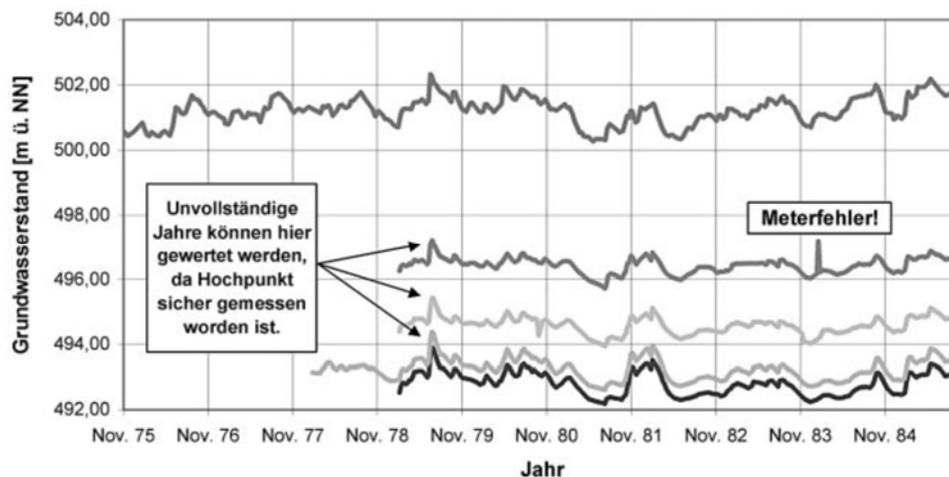
Nach der Festlegung der Blöcke wird durch die Auswahl des Maximalgrundwasserstands eines jeden Blocks die Reihe der jährlichen Maximalwerte gebildet. Im Rahmen dieser Datenaufbereitung ist für jedes Jahr (BM) die Entscheidung zu treffen, ob das Jahr gewertet und somit in der Auswertung berücksichtigt werden soll oder ob die Messwerte dieses Jahres von der Auswertung ausgeschlossen werden sollen. Vier Gründe wurden für den Ausschluss von Messungen identifiziert:

- Anthropogene Beeinflussungen, die nicht korrigiert werden können (siehe Abschnitt 9.2.3.2),
- das Vorliegen von zu wenigen Messungen,
- Lücken oder Messintervalle, die einen noch akzeptablen Messabstand überschreiten, und
- Trends, bevor ein stationärer Zustand erreicht wurde.

Für die Berücksichtigung eines Jahres bei der Auswertung wird eine Mindestanzahl von zwölf Messwerten pro Jahr gefordert. Zudem wurde ein maximaler Messabstand zwischen den Messungen von 45 Tagen festgelegt, um nicht akzeptable Unsicherheiten bei der Auswertung auszuschließen. Die Wahl einer anderen Mindestanzahl und eines anderen maximalen Messabstands ist grundsätzlich möglich. Eine rein objektive Bewertung der gewählten Annahmen ist, wenn überhaupt, nur mit großem Aufwand möglich. In den bestehenden Verfahren sind keine derartigen Anforderungen an die Messreihen genannt. VOGT ET AL. (2006:30) fordern lediglich, dass die Grundwasserstände in den Messstellen regelmäßig gemessen worden sein sollen, ohne dies genauer zu spezifizieren. Für Jahre, in denen eines der oben genannten Ausschlusskriterien erfüllt ist, von denen allerdings durch den Vergleich mit umliegenden Grundwassermessstellen bekannt ist, dass der Maximalgrundwasserstand erfasst wurde, besteht die Möglichkeit, diese in der Auswertung zu berücksichtigen (Abbildung 34).

Die Unabhängigkeit der Messwerte wird von FANK & FUCHS (1999:35f.) über die ACF und die PACF bewertet, während VOGT ET AL. (2006:30) davon ausgehen, dass unabhängige Maximalwerte vorliegen, wenn die Jahreshöchstwerte entweder einen zeitlichen Abstand von mindestens vier Wochen aufweisen oder sich ein mindestens 0,4 m tiefes Gangliniental zwischen den Jahreshöchstwerten befindet. Im Rahmen des vorgestellten neuen Auswerteverfahrens wird zunächst angenommen, dass Messwerte unabhängig voneinander sind, wenn sie einen Abstand von mindestens 28 Tagen haben. Zur Festlegung eines Standardwertes für den Abstand wurden Untersuchungen an einer Vielzahl an Grundwasserstandsmessreihen durchgeführt, bei denen sich gezeigt hat, dass dieser zeitliche Abstand nur bei einer sehr geringen Anzahl an Messjahren überhaupt unterschritten wird und dementsprechend nur einen sehr geringen Einfluss auf die

statistische Auswertung hat, da er nur von Relevanz ist, wenn die Maximalwerte zweier aufeinanderfolgender Jahre im Dezember und Januar auftreten, was in München eher selten der Fall ist (siehe hierzu auch Abschnitt 9.2.9.3). Eine Änderung des Mindestabstands bewirkte in den Untersuchungen folglich auch keine bis eine nur sehr geringe Änderung in den Ergebnissen (Abschnitt 9.2.5.3). Für die Auswahl der Maximalwerte der Jahre, in denen doch abhängige Werte auftreten, wird nicht der frühere, sondern der höhere Wert gewertet. Für das Jahr mit dem geringeren Maximalwert wird anschließend der Maximalwert dieses Jahres im zulässigen Zeitraum, also mit Mindestabstand von 28 Tagen zum Maximalwert des anderen Jahres, bestimmt und für die weitere Auswertung verwendet.



**Abbildung 34:** Beispiel für unvollständige Messjahre mit erfasstem Grundwassermaximalstand (VOGT ET AL. 2006:29)

Die Festlegung eines einzelnen festen Wertes für die Unabhängigkeit von Ereignissen muss jedoch, auch wenn der Einfluss aufgrund der vorliegenden Ergebnisse sehr gering erscheint, grundsätzlich kritisch gesehen werden, da Grundwassermessstellen deutlich unterschiedliche Verhaltensmuster aufweisen können. Beispielsweise zeigen die im Süden der Münchner Schotterebene gelegenen Grundwassermessstellen aufgrund des großen Flurabstandes langfristige wellenförmige Schwankungen. Einzelne, mit Grundwasseranstiegen verbundene Niederschlagsereignisse lassen sich hier nach NEMETH (1983:664) nicht mehr unterscheiden (siehe Abschnitt 4.2.4). Im Norden der Schotterebene reagieren die Grundwassermessstellen hingegen stark auf Niederschlagsereignissen. Messstellen im Nahbereich der Isar zeigen wiederum starke, kurzfristige Schwankungen, die in Zusammenhang mit den Flusswasserständen der Isar stehen. Dementsprechend steigen und fallen die Grundwasserstände in den Messstellen unterschiedlich schnell und erlauben keine eindeutige Festlegung eines festen zeitlichen Abstandes zur Beurteilung der Unabhängigkeit von Extremereignissen. Aufgrund der vorliegenden Ergebnisse wurde deshalb in dem vorgestellten Verfahren zwar ein Standardwert von 28 Tagen angesetzt, es wird jedoch empfohlen, in Abhängigkeit des Schwankungsverhaltens der zu untersuchenden Grundwassermessstellen Untersuchungen zur Eignung dieses Werts vorzunehmen und diesen ggf. anzupassen. Bei hoher Grundwasserdynamik könnte beispielsweise ein geringerer Abstand gewählt werden.

Nicht-tägliche Messungen erhöhen die Wahrscheinlichkeit, dass die tatsächlichen maximalen Grundwasserstände nicht erfasst werden. Die bestehenden Auswerteverfahren berücksichtigen dies mit der Ausnahme von VOGT ET AL. (2006) nicht. Das von VOGT ET AL. hierfür entwickelte Verfahren wird in Abschnitt 8.3.2 vorgestellt und für das neue Auswerteverfahren in angepasster

Form übernommen. In Abschnitt 9.2.5.2 werden die Untersuchungen zu dem Verfahren zur Berücksichtigung nicht-täglicher Messungen dargelegt und die vorgenommenen Änderungen erläutert.

Des Weiteren wird, bevor die empirische Verteilungsfunktion erstellt und theoretische Verteilungsfunktionen an die Daten angepasst werden, zum Ende der Datenaufbereitung überprüft, ob ausreichend Messjahre für die statistische Auswertung vorhanden sind. Bei den bestehenden Verfahren liegen die Anforderungen an die Länge der Reihe der jährlichen Maximalwerte zwischen 10 Jahren bei FANK & FUCHS (1999:36) und 40 Jahren bei HAAF (2015:19). Anhand von Untersuchungen an langen Messreihen wurde eine Mindestmessreihenlänge von 20 Jahren, besser allerdings von 25 Jahren identifiziert (Abschnitt 9.2.5.5).

Im Anschluss erfolgt die Erstellung der empirischen Verteilungsfunktion und die Anpassung verschiedener Verteilungsfunktionen an diese. Auch wenn aufgrund theoretischer mathematischer Überlegungen (Abschnitt 6.2.3.2) die Verallgemeinerte Extremwertverteilung heranzuziehen ist, werden neben der GEV weitere Verteilungsfunktionen an die Daten angepasst (siehe Tabelle 4). Für die Parameterschätzung werden, soweit möglich, die Momentenmethode, wahrscheinlichkeitsgewichtete Momente, L-Momente, die Maximum-Likelihood- sowie die Maximum-Product-of-Spacing-Methode herangezogen (Abschnitt 6.2.4).

Die Überprüfung der Eignung der verschiedenen Verteilungsfunktionen erfolgt mittels statistischer Anpassungstests, wobei der Anderson-Darling-Test bevorzugt wird, sowie mit Hilfe von Quantil-Quantil-Plots. Bei FÜRST ET AL. (2011) und HAAF (2015) zeigte der AD-Test eine höhere Trennschärfe als der KS-Test. Dies konnte bei den eigenen Untersuchungen bestätigt werden.

Die ausgewählten Verteilungsfunktionen, Parameterschätzverfahren und Verfahren zur Überprüfung der Anpassungen decken sich im Großen und Ganzen mit den Verfahren, die bei den bestehenden Auswerteverfahren angewendet wurden. Die Anwendung mehrerer Verfahren wurde bewusst gewählt, um eine Plausibilitätsprüfung der Ergebnisse zu ermöglichen.

Für die Bestimmung der Konfidenzintervalle wurden ebenfalls verschiedene Verfahren angewandt und miteinander verglichen. Neben dem auch von VOGT ET AL. (2006) verwendeten, auf DVWK (1999) basierenden Verfahren wurde parametrisches und nicht-parametrisches Bootstrapping (siehe HAAF 2015) untersucht. Bei den Verfahren wurden teilweise deutliche Unterschiede festgestellt. Bei der Anwendung der Bootstrapping-Verfahren traten allerdings teilweise Probleme auf, so dass die mit Bootstrapping erzielten Ergebnisse oftmals als nicht vertrauenswürdig erachtet werden. Auf eine Interpretation der Ergebnisse und den Vergleich der unterschiedlichen Methoden wird in diesem Fall verzichtet. Hinsichtlich möglicher Schwierigkeiten mit Bootstrapping-Verfahren wird auf Abschnitt 6.2.6.4 verwiesen.

VOGT ET AL. (2006:31) verwenden für niedrige Jährlichkeiten ein einseitiges 80 %-, für höhere Jährlichkeiten ein einseitiges 95 %-Konfidenzintervall, FÜRST ET AL. (2011:13) ein beidseitiges 90 %-Konfidenzintervall. FANK & FUCHS (1999:36) und HAAF (2015:18) setzen ein beidseitiges 95 %-Konfidenzintervall an. Da für die Ermittlung der Bemessungsgrundwasserstände lediglich hohe Grundwasserstände interessieren, wird die Betrachtung der unteren Konfidenzgrenze als nicht zielführend beurteilt. Dementsprechend wird in Übereinstimmung mit VOGT ET AL. ein einseitiges Konfidenzintervall als sinnvoller erachtet. Es werden verschiedene Vertrauensniveaus untersucht, wobei für den Bemessungsgrundwasserstand für den Endzustand  $HW_{\text{End}}$  ein 95 %-Konfidenzintervall empfohlen wird. Dies entspricht dem Vorgehen in VOGT ET AL. und FÜRST ET AL. Für den  $HW_{\text{Bau}}$  wird vorgeschlagen, das Vertrauensniveau in Abstimmung mit dem Bauherrn und abhängig von dem vorliegenden Risiko bei Überflutung der Baugrube zu wählen. Als Standardwert wird wie beim  $HW_{\text{End}}$  ein 95 %-Konfidenzintervall gewählt.

### 9.2.5.2 Auswirkungen des Blockbeginns (Kalenderjahr, hydrologisches Jahr)

VOGT ET AL. (2006) und HAAF (2015) wählen im Gegensatz zu FANK & FUCHS (1999) und FÜRST ET AL. (2011) das hydrologische Jahr und somit nicht den Januar als Blockbeginn. In Abschnitt 9.2.5.1 wurde bereits festgehalten, dass bei dem hier vorgestellten Verfahren das Kalenderjahr als Blockeinheit gewählt wurde. Die Entscheidung wurde auf der Annahme getroffen, dass aus der Änderung des Jahresbeginns nur eine geringe Veränderung der Jahreshöchstwerte resultieren würde, da die Jahreshöchstwerte in München seltener im Winter auftreten. Zur Bestätigung der These wurden Auswertungen mit acht langjährigen Messreihen durchgeführt. Die Ganglinien der Messreihen sind in Anhang 1 dargestellt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 5 zusammengefasst.

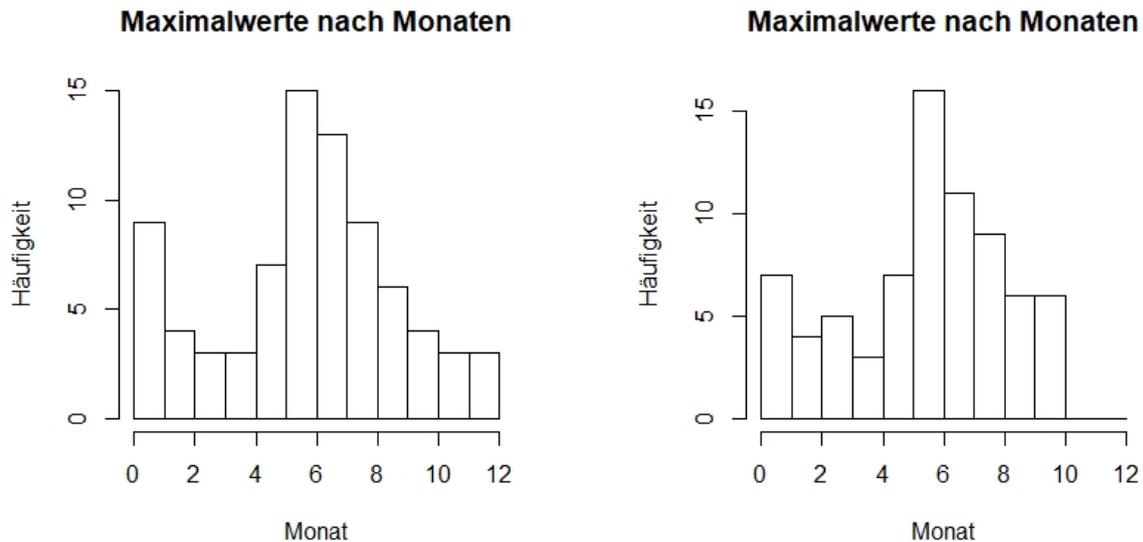
**Tabelle 5:** Vergleich der HW100-Werte bei Auswertung unter Ansatz des Kalender- bzw. des hydrologischen Jahrs

Grundwassermessstelle	HW100 [m üNN] <sup>1)</sup>		Differenz [m]
	Kalenderjahr	Hydrologisches Jahr	
Allach 289A	500,99	501,00	-0,01
Eching 275D <sup>2)</sup>	465,63	465,62	0,01
Eglfing Lehrer 265B	528,00	528,05	-0,05
Feldmoching 295	491,44	491,44	0,00
Freising 275C	444,17	444,15	0,02
Lohhof 275A <sup>2)</sup>	470,43	470,37	0,06
Pöring 266A	531,61	531,62	-0,01
Wolfersberg 266	548,23	548,26	-0,03

<sup>1)</sup> Die Auswertung basiert auf der Verallgemeinerten Extremwertverteilung und Parameterschätzung mittels L-Momenten.  
<sup>2)</sup> Die Auswertung wurde stationär durchgeführt, obwohl die Messreihe Instationarität zeigt.

Die Auswertungen zeigen, dass sich die auf den Auswertungen mit dem Kalender- und dem hydrologischen Jahr basierenden HW100-Werte nur um wenige Zentimeter unterscheiden. Im Mittel liegt die Differenz der acht untersuchten Messstellen bei ca. 0,00 m, die maximale Differenz bei ca. 0,06 m. Für die Ermittlung von Bemessungsgrundwasserständen ist demnach die Entscheidung, das Kalender- oder das hydrologische Jahr als Block heranzuziehen, von untergeordneter Bedeutung.

Die geringen Unterschiede bestätigen sich zumeist auch durch Histogramme der nach Monat sortierten Maximalwerte (Abbildung 35). Die Verteilung der Maximalwerte über das Jahr basierend auf der Auswertung mit dem Kalender- oder dem hydrologischen Jahr zumeist nur in begrenztem Umfang. Dementsprechend gering fallen deshalb auch die Unterschiede in Grundwasserständen gleicher Jährlichkeit aus.



**Abbildung 35:** Histogramme der jährlichen Maximalwerte der Grundwassermessstelle Feldmoching 295 nach Monaten; links Kalenderjahr, rechts hydrologisches Jahr.

### 9.2.5.3 Unabhängigkeit der Ergebnisse

FANK & FUCHS (1999) nutzen die ACF, HAAF (2015) das Korrelogramm und VOGT ET AL. (2006) geben einen Mindestabstand von vier Wochen oder ein „Messwerttal“ von mindestens 40 cm an, um unabhängige Maximalgrundwasserstände zu gewährleisten. Zur Bewertung des Einflusses des Mindestabstands von Grundwassermaximalständen auf die sich ergebenden Grundwasserstände einer bestimmten Jährlichkeit wurden statistische Auswertungen vorgenommen, bei denen fünf verschiedene Messreihen mehrmals mit unterschiedlichem Mindestabstand ausgewertet wurden. Dieser wurde zwischen 20 Tagen und 100 Tagen variiert. Die Auswertungen wurden mit der Verallgemeinerten Extremwertverteilung, der Weibullverteilung, der Pearson-III-Verteilung, der Wakeby-Verteilung sowie der Verallgemeinerten logistischen Verteilung jeweils mit Parameterschätzung mittels L-Momenten durchgeführt.

Bei vier der fünf Grundwassermessstellen ergaben die Auswertungen keine Änderungen der Grundwasserstände gleicher Jährlichkeit bei Änderung des Mindestabstands. Bei dem genauer betrachteten Grundwasserstand HW100 ergaben sich lediglich bei der Grundwassermessstelle Lohhof 275A Abweichungen zwischen 0,03 m und 0,06 m je nach verwendeter Verteilungsfunktion. Dass nur bei dieser Grundwassermessstelle sich ändernde Grundwasserstände ergaben, ist nachvollziehbar, da diese Messstelle im Gegensatz zu den restlichen untersuchten Grundwassermessstellen auffallend viele jährliche Maximalwerte in den Monaten Dezember und Januar aufweist.

Wie bereits in Abschnitt 9.2.5.1 dargelegt, wird die Festlegung eines einzelnen, festen Mindestabstands allerdings als kritisch erachtet. In Abhängigkeit von der Grundwasserdynamik können zumindest theoretisch auch kleinere oder größere Mindestabstände sinnvoll sein.

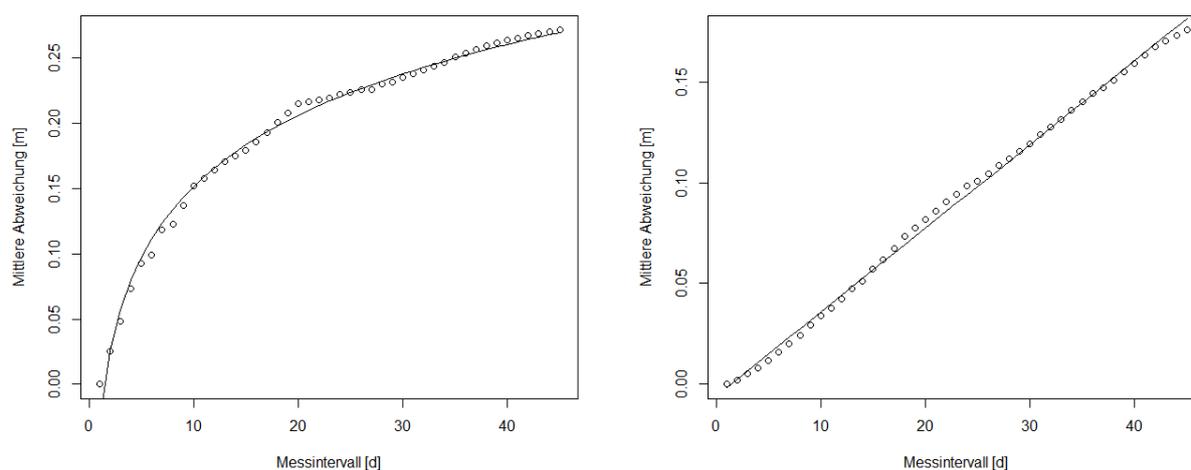
### 9.2.5.4 Zuschlag für nicht-tägliche Messungen

Als einziges der bestehenden Methoden umfasst das Verfahren nach VOGT ET AL. (2006) einen Zuschlag für nicht-tägliche Messungen. Der Zuschlag beruht auf Auswertungen von Messreihen mit täglichen Messdaten. Zur Bestimmung des Zuschlags wird das Messintervall künstlich vergrößert und für jedes Messintervall (1 d, 2 d, 3 d, ...) die mittlere Abweichung vom Maximalwert

eines Jahres bestimmt. Die Mittelung erfolgt dabei über die unterschiedlichen Starttage. Bei einem zweitäglichen Messintervall würde beispielsweise zweimal die Differenz zum Maximalwert ermittelt, zunächst beginnend mit dem 01. Januar, danach mit 02. Januar eines Jahres. Anschließend erfolgt eine weitere Mittelung für jedes Messintervall über alle Jahre, in denen tägliche Messdaten zur Verfügung stehen. In einem Diagramm wird der mittlere Fehler abschließend über die Messintervalle aufgetragen und eine logarithmische Ausgleichskurve an die Daten angepasst. Das hierfür maßgebliche maximale Messintervall wurde mit 45 Tagen festgesetzt. In Jahren, in denen die Grundwasserstände nicht-täglich gemessen wurden, kann so auf Basis des vorherrschenden Messintervalls und der logarithmischen Ausgleichskurve ein Zuschlag ermittelt werden, der dem Maximalwert dieses Jahres hinzuaddiert wird.

Als Voraussetzung für die Anwendung des Verfahrens wird von VOGT ET AL. (2006) angenommen, dass der Zuschlag unabhängig vom Grundwasserstand ist (persönliche Mitteilung Prof. Vogt). Somit muss die Kovarianz bei der Addition der Varianzen der Grundwasserstände und der Fehler nicht berücksichtigt werden, da diese aufgrund der angenommenen Unabhängigkeit null beträgt.

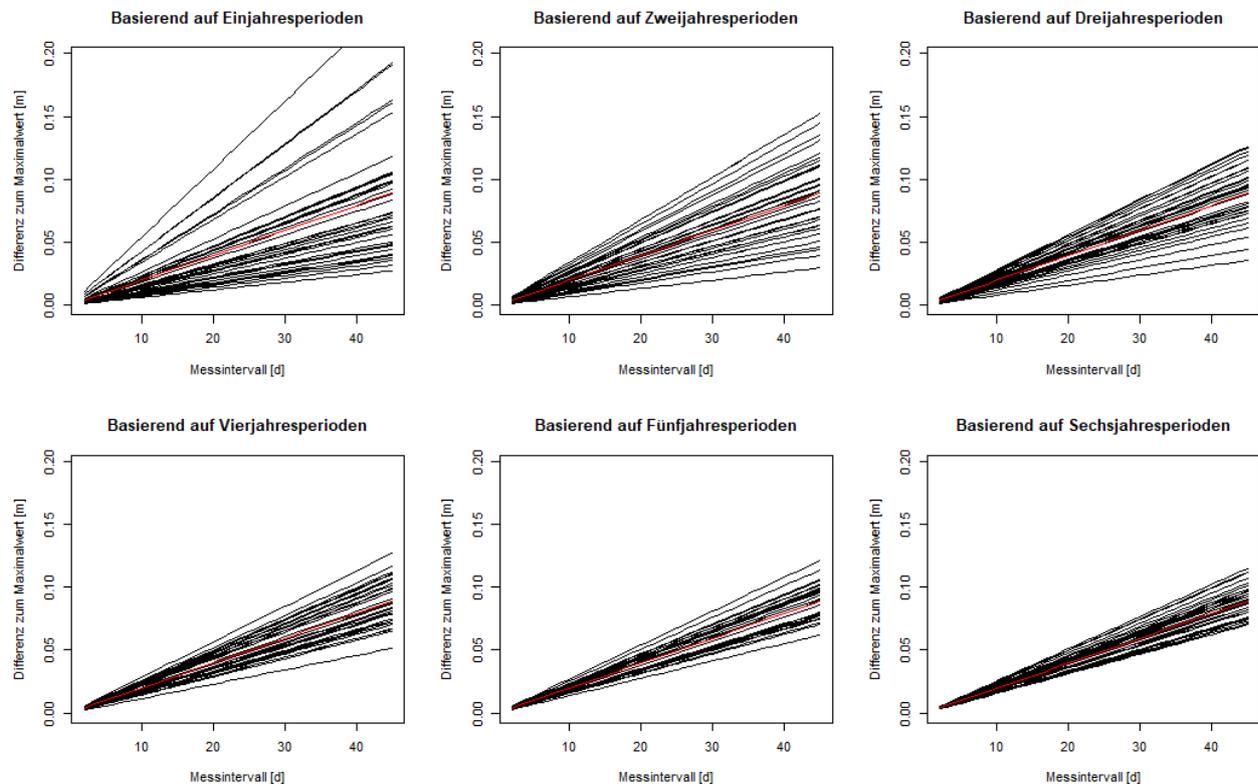
Bei eigenen Untersuchungen konnte gezeigt werden, dass die mittleren Abweichungen vom Maximalwert, die von VOGT ET AL. mit einer logarithmischen Ausgleichskurve angenähert werden (Abbildung 36a), nicht immer mit einer derartigen Regression, sondern in vielen Fällen besser mit einer linearen Ausgleichsgerade abgebildet werden können (Abbildung 36b).



**Abbildung 36:** a) Logarithmische Regression für die Grundwassermessstelle KPA 1024; b) Lineare Regression für die Grundwassermessstelle Allach 289A

Sollten keine Messreihen mit täglichen Messungen vorliegen, können bei ausreichender Vorlaufzeit tägliche Messungen vor Beginn des Projekts vorgenommen werden, um die mittlere Abweichung vom Maximalgrundwasserstand abzuschätzen. Zur Festlegung, wie lang diese Vorlaufzeit sein sollte, wurden Auswertungen vorgenommen, bei denen die Ausgleichskurven nicht über alle Jahre, sondern für Zeiträume zwischen einem und sechs Jahren gemittelt und anschließend in je einem Diagramm dargestellt wurden (Abbildung 37). Die Regressionen über den Gesamtzeitraum sind darin in rot, die über die kürzeren Zeiträume von einem bis sechs Jahren schwarz dargestellt. Hieraus lässt sich die Varianz der Ausgleichsgeraden/-kurven abschätzen. Anhand von Abbildung 37 lässt sich für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295 nachvollziehen, dass bereits nach etwa zwei Jahren nur noch geringe Unterschiede von wenigen Zentimetern bei zwei- bis dreiwöchentlichen Messintervallen auftreten. Mit zunehmender Anzahl an Jahren mit

täglichen Messungen ergibt sich nachvollziehbarerweise eine immer geringere Streuung der Ergebnisse um den Mittelwert. Für die anderen sechs untersuchten Grundwassermessreihen ergeben sich ähnliche Ergebnisse (Anhang 2). Zumeist ist nach spätestens zwei bis vier Jahren eine ausreichend geringe Streuung gegeben.



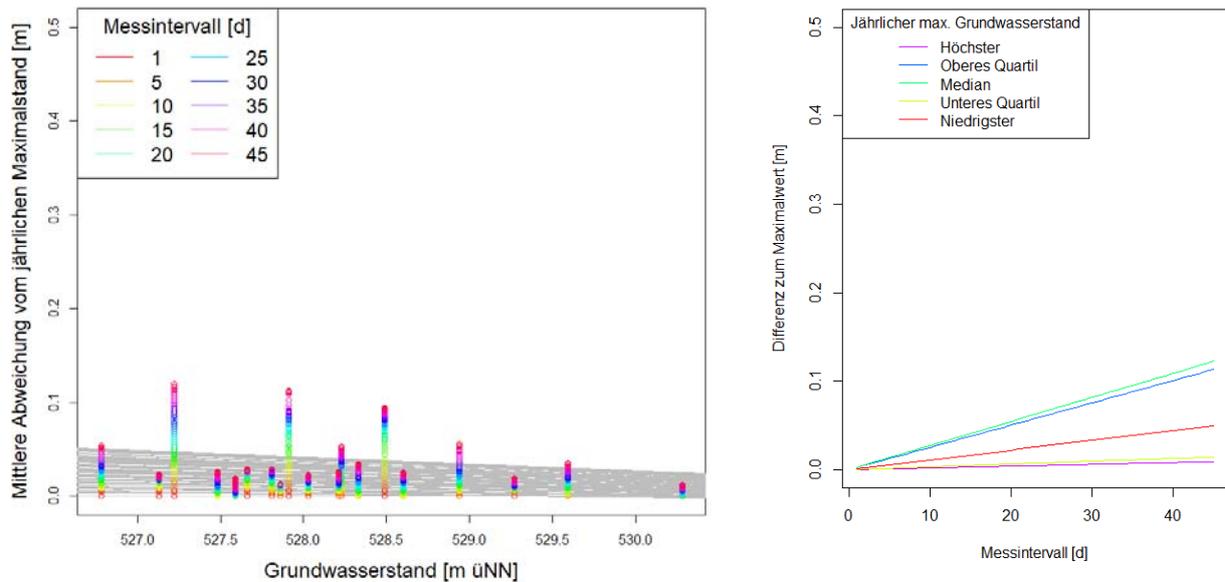
**Abbildung 37:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten ist in rot dargestellt.

Die von VOGT ET AL. (2006) angenommene Unabhängigkeit der mittleren Abweichung vom Grundwasserstand kann nicht grundsätzlich bestätigt werden. Zur Untersuchung der Abhängigkeit der mittleren Abweichung des Maximalwerts vom Grundwasserstand wurden 13 Grundwassermessstellen, die in München und Umgebung verteilt sind und mehrjährige Messreihen mit täglichen Messwerten aufweisen, gemäß dem Verfahren nach VOGT ET AL. (2006) untersucht. Jedoch wurde an diesen Messreihen die Mittelung über alle Messjahre nicht vorgenommen. Stattdessen wurden die Abweichungen zum Maximalwert farbcodiert in Abhängigkeit des Messabstands gegenüber dem Grundwasserstand geplottet.

In Abbildung 38a, Abbildung 39a und Abbildung 40a sind die mittleren Differenzen zum Jahreshöchstwert in Abhängigkeit vom Grundwasserstand für die drei Grundwassermessstellen Pörring 266A, Feldmoching 295 sowie Allach 289A des Bayerischen Landesamts für Umwelt dargestellt, wobei jeweils nach der Länge des Messintervalls unterschieden wird. Zusätzlich werden lineare Regressionen für die einzelnen Messintervalle über die Grundwasserstände als graue Linien gezeigt. Vom Grundwasserstand unabhängige Differenzen, wie von VOGT ET AL. angenommen, zeigen sich als horizontale Linien. Daneben sind noch in Abbildung 38b, Abbildung 39b und Abbildung 40b die Zuschläge dargestellt, die anhand von fünf ausgewählten Jahren mit täglichen Messungen ermittelt wurden. Es handelt sich hierbei um die Jahre mit dem geringsten und höchsten Maximalwert sowie die Jahre, die dem Median sowie dem unteren und oberen Quartil entsprechen. Bei 20 Jahren mit täglichen Messungen werden beispielsweise die Jahre dargestellt,

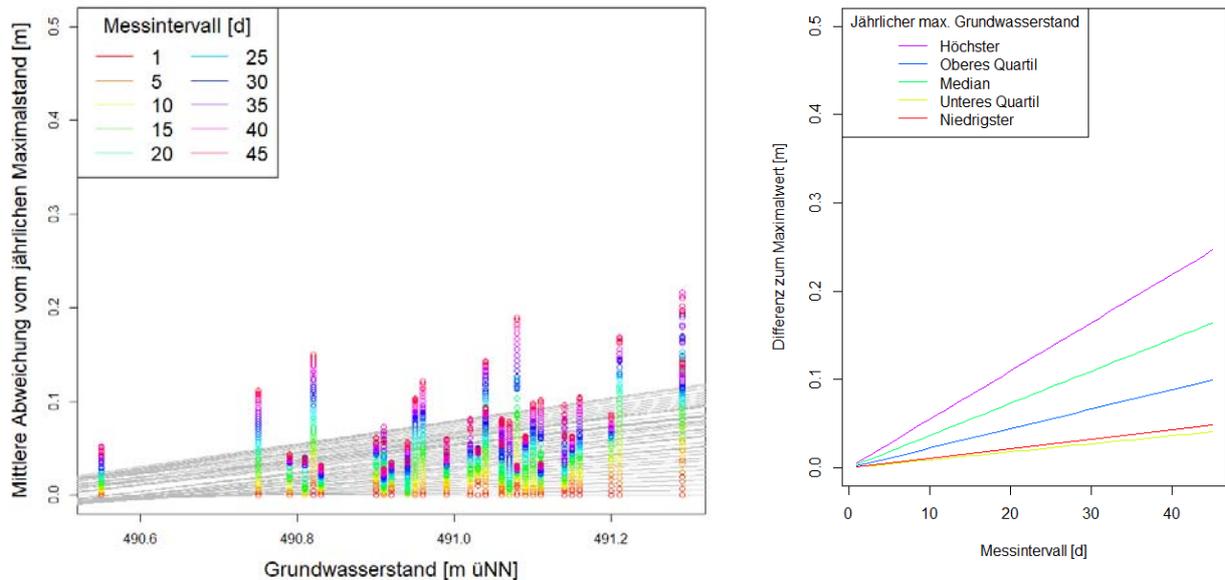
die den höchsten, den 5.-, den 10.- und den 15.-höchsten sowie den niedrigsten Maximalwert aufweisen.

Die Differenzen der Grundwassermessstelle Pöring 266A zeigen keine Abhängigkeit vom Grundwasserstand (Abbildung 38a), lediglich gewisse nichtsystematische Schwankungen der Differenzen in Abhängigkeit der Grundwasserstände und der Messabstände sind zu verzeichnen. Aus Abbildung 38b ergibt sich ebenfalls keine Systematik zunehmender Zuschläge mit höherem Grundwasserstand. Von den untersuchten 13 Ganglinien zeigten weitere vier Grundwassermessstellen ein ähnliches Verhalten.



**Abbildung 38:** a) Grundwassermessstelle Pöring 266A, keine Abhängigkeit des Zuschlags vom Grundwasserstand erkennbar; b) Ermittelte Ausgleichsgerade für fünf ausgewählte Jahre mit täglichen Messungen, sortiert nach der Höhe des Grundwassermaximalstands

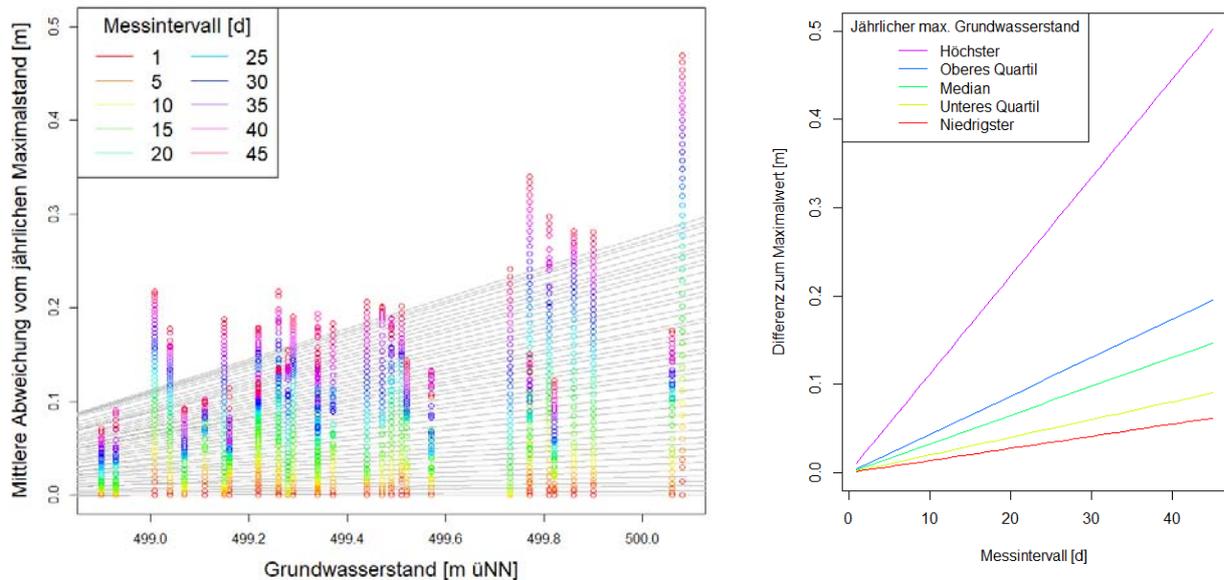
Im Gegensatz zur Grundwassermessstelle Pöring 266A nehmen die mittleren Differenzen zum jährlichen Maximalwert bei der Grundwassermessstelle Feldmoching 295 mit ansteigendem Grundwasserstand zu (Abbildung 39a). Auffällig ist allerdings, dass die Differenzen bei geringen Messabständen – zumeist betragen die zeitlichen Abstände zwischen Grundwassermessungen nicht mehr als 14 Tage – so gering sind, dass keine signifikanten Auswirkungen zu erwarten sind, wenn die Abhängigkeit des Zuschlags vom Grundwasserstand nicht berücksichtigt wird. In Abbildung 39b zeigt sich jedoch eine Systematik, dass höhere Grundwassermaximalstände mit höheren Zuschlägen einhergehen. Von den untersuchten 13 Grundwassermessstellen wurde für zwei weitere Grundwassermessstellen eine vergleichbare Charakteristik ermittelt.



**Abbildung 39:** a) Grundwassermessstelle Feldmoching 295, Abhängigkeit des Zuschlags vom Grundwasserstand erst bei großen Messintervallen erkennbar; b) Ermittelte Ausgleichsgeraden für fünf ausgewählte Jahre mit täglichen Messungen, sortiert nach der Höhe des Grundwassermaximalstands

Bei der Grundwassermessstelle Allach289A wurde eine deutliche Steigung der mittleren Differenzen vom Jahreshöchststand in Abhängigkeit vom Grundwasserstand beobachtet (Abbildung 40a). Im Gegensatz zur Grundwassermessstelle Feldmoching 295 ist bereits bei geringen Messabständen eine Abhängigkeit zu verzeichnen. Die bereits bei der Grundwassermessstelle Feldmoching 295 beobachtete Systematik steigender Zuschläge mit steigendem Grundwasserstand tritt in Abbildung 40b noch deutlicher zutage. Eine Nichtberücksichtigung der Abhängigkeit der mittleren Differenz zum Jahresmaximalwert vom Grundwasserstand lässt dementsprechend eine signifikante Auswirkung bei der Bestimmung des Zuschlags erwarten. Von den untersuchten 13 Grundwassermessstellen zeigten weitere vier ein ähnliches Verhalten.

Von den untersuchten 13 Grundwassermessstellen wurde qualitativ jeweils etwa ein Drittel den drei beschriebenen Kategorien zugeordnet. Unter der Annahme, dass die Verteilung repräsentativ ist, ist davon auszugehen, dass bei ca. zwei Drittel der Grundwassermessstellen bei den zu meist vorliegenden Messintervallen mit Abständen bis etwa 14 Tagen keine Berücksichtigung des Grundwasserstandes für die Bestimmung des Zuschlags für nicht-tägliche Messungen notwendig ist. Dementsprechend kann bei diesen Grundwassermessstellen der Ansatz nach VOGT ET AL. (2006) ohne oder mit nur geringen Einschränkungen angewandt werden. Bei etwa einem Drittel ist jedoch davon auszugehen, dass bei der Ermittlung des Zuschlags der Grundwasserstand zu berücksichtigen ist.



**Abbildung 40:** a) Grundwassermessstelle Allach 289A, Abhängigkeit des Zuschlags vom Grundwasserstand bereits bei kleinen Messintervallen erkennbar; b) Ermittelte Ausgleichsgeraden für fünf ausgewählte Jahre mit täglichen Messungen, sortiert nach der Höhe des Grundwassermaximalstands

Verglichen mit dem Ansatz nach VOGT ET AL. (2006) ist die Berücksichtigung grundwasserstandsabhängiger Zuschläge deutlich weniger trivial. Dies hängt damit zusammen, dass die Kovarianzen bei der Addition der Varianzen des Grundwasserstands und der mittleren Abweichung vom jährlichen Maximalgrundwasserstand nicht mehr vernachlässigt werden können, da sie ungleich null sind. Die Übertragung der Ergebnisse auf umliegende Grundwassermessstellen, von denen keine täglichen Messdaten zur Verfügung stehen, ist nicht ohne Weiteres möglich, da für die Übertragbarkeit eine Korrelation der Grundwasserstände zwischen der untersuchten und den umliegenden Grundwassermessstellen notwendig ist. Ein möglicher Ansatz hierfür ist zunächst zu untersuchen, ob die Schwankungsbreiten der Grundwassermessstellen, auf die die Zuschläge übertragen werden sollen, denen der untersuchten Grundwassermessstelle in etwa entsprechen. Ist dies der Fall, kann durch einen Vergleich der Mittelwerte eine Referenzhöhe ermittelt werden. Anhand der Referenzhöhe kann dann die Regression um das entsprechende Maß nach oben oder unten verschoben werden, so dass die Zuschläge auch für die weitere Grundwassermessstelle herangezogen werden kann. Für die Anwendung stellt sich allerdings noch die Frage, ob die untersuchte lineare Regression auch für höhere Grundwasserstände, die im Zeitraum der täglich vorliegenden Grundwasserstände nicht aufgetreten sind, zutreffend ist. Hierfür sind noch weitergehende Untersuchungen notwendig.

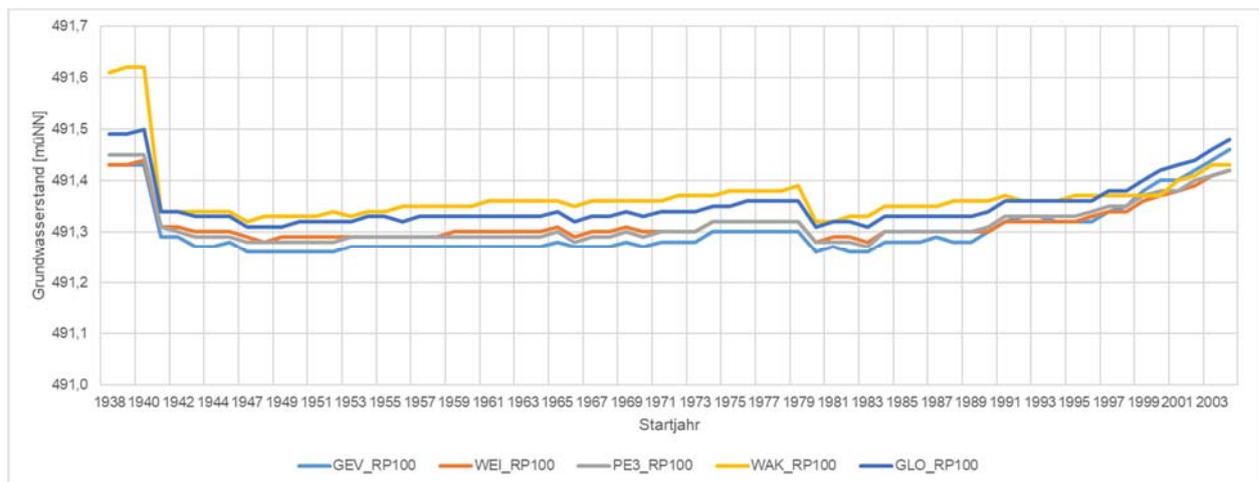
### 9.2.5.5 Messreihenlänge

Die bestehenden Auswerteverfahren weisen deutlich voneinander abweichende Anforderungen bzgl. der Messreihenlänge auf. FANK & FUCHS (1999) fordern lediglich Messreihenlängen von mindestens 10 Jahren, bei VOGT ET AL. (2006) sowie FÜRST ET AL. (2011) werden 20 bis 30 Jahre lange Messreihen als Anforderung postuliert. HAAF (2015) gibt sogar eine Dauer von 40 Jahren an.

Zur Untersuchung der Auswirkung der Messreihenlänge auf die sich ergebenden Grundwasserspiegel konstanter Jährlichkeit wurden acht langjährige Messreihen untersucht, wobei stationäre Verhältnisse bei der Auswertung teilweise nur eingeschränkt angenommen werden konnten. Der

Einfluss der Messreihenlänge wurde analysiert, indem mehrfach fünf unterschiedliche Verteilungsfunktionen an die Daten angepasst wurden und anhand dieser die HW100-Werte ohne und mit Konfidenzintervall berechnet wurden. Vor jedem neuen Berechnungslauf wurde das Startjahr entfernt und so die Messreihe jeweils um ein Jahr verkürzt. Zur Beurteilung der Beeinflussung wurden anschließend die so bestimmten HW100-Werte ohne und mit Konfidenzintervall gegenüber dem Startjahr der (künstlich verkürzten) Messreihe aufgetragen.

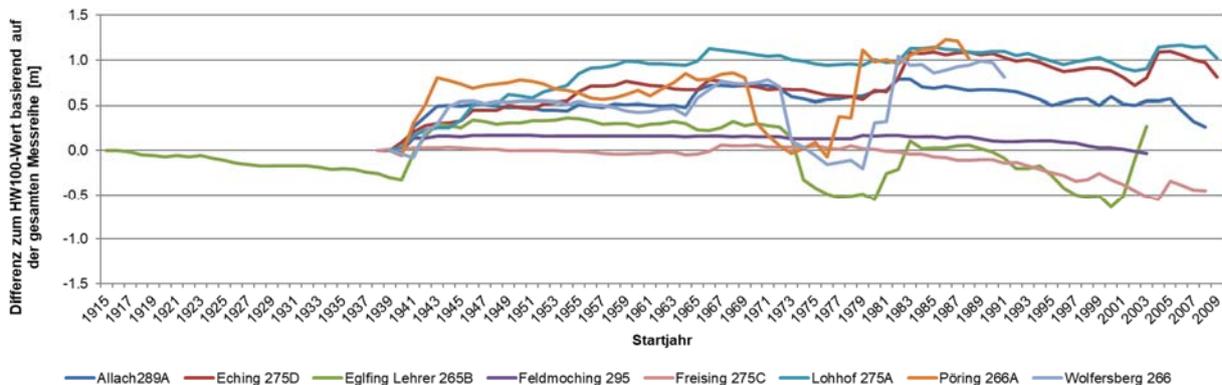
In Abbildung 41 ist der bei der statistischen Analyse ermittelte Grundwasserstand HW100 ohne Konfidenzintervall für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295 gegenüber dem Startjahr der Messreihe aufgetragen. Deutlich ist hierbei zum einen der Abfall der HW100-Werte im Jahr 1941 nach dem Grundhochwasserereignis aus dem Jahr 1940 zu erkennen (siehe Abschnitt 9.2.5.6), ebenso eine weitere deutliche Abnahme der HW100-Werte im Jahr 1980 nach dem Grundhochwasserereignis aus dem Jahr 1979. Zum anderen ist gegen Ende der Messreihe ab ca. 1997 eine Zunahme der HW100-Werte zu verzeichnen. Ein ähnliches, wenn auch weniger deutliches Verhalten hat sich auch bei den Auswertungen der anderen Messreihen ergeben. Der Anstieg ab ca. 1997 lässt sich hierbei nicht aus den Grundwassermaximalständen der Messreihe und einer Phase tendenziell etwas niedrigerer Grundwasserstände zwischen 1975 und 1995 ableiten. Vielmehr wird eine zunehmende Ungenauigkeit der Ergebnisse bei einer Verkürzung der Messreihe angenommen. Die äquivalenten Diagramme für die weiteren sieben langjährigen Grundwassermessreihen sind in Anhang 3 dargestellt.



**Abbildung 41:** Auswirkung der Messreihenlänge auf den Grundwasserstand HW100 ohne Konfidenzintervall für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295. Die Auswertungen wurden mit der Verallgemeinerten Extremwert- (GEV), der Weibull- (WEI), der Pearson-III- (PE3), der Wakeby- (WAK) und der Verallgemeinerten logistischen Verteilung (GLO) vorgenommen.

In Abbildung 42 sind die Differenzen der errechneten HW100-Werte basierend auf der gesamten Messreihe im Vergleich zu den verkürzten Messreihen dargestellt. Die Auswertung erfolgte mit der Verallgemeinerten Extremwertverteilung mit Parameterschätzung mittels L-Momenten. Bei allen Messreihen mit Ausnahme der Grundwassermessstelle Freising 275C ist ein Anstieg nach 1940 erkennbar, so dass die auf der Gesamtmessreihe basierenden HW100-Werte zumeist um etwa 0,5 m und mehr höhere Werte aufweisen. Der nicht vorhandene Anstieg bei der Messreihe der Grundwassermessstelle Freising 275C ist nachvollziehbar, da diese Messreihe ihren Maximalwert 2013 aufweist und auch weitere Grundwasserhochstände, u.a. 1965 und 1999, den Stand des HW1940 übertreffen. Die HW100-Werte der Messreihen Eching 275D und Lohhof 275A weisen die größten Abweichungen zum HW100-Wert der Gesamtreihe auf, was durch die Instationarität dieser beiden Messreihen erklärt werden kann. Während die Messreihen Feldmoching 295 und Allach 289A über die gesamte Zeit vergleichsweise konstante HW100-Werte

aufweisen, schwanken die HW100-Werte der Messreihen Pöring 266A und Wolfersberg 266 in Abhängigkeit vom Startjahr teilweise deutlich. Dies liegt in der Dynamik der Grundwassermessstellen begründet. Letztere weisen deutlich längere Phasen steigender und fallender Grundwasserstände auf, zudem ist der Schwankungsbereich größer.



**Abbildung 42:** Differenz der HW100-Werte der verkürzten Messreihen zum HW100-Wert der gesamten Messreihe

Im Falle der HW100-Werte mit Konfidenzintervallen ergibt sich aufgrund der Kürze der Messreihe und der damit verbundenen großen Vertrauensbereiche ein noch deutlicherer Anstieg mit kürzer werdenden Messreihen als bei den HW100-Werten ohne Konfidenzintervalle. Mit abnehmender Länge der Messreihe sind hierdurch unrealistische Werte für Grundwasserstände einer bestimmten Jährlichkeit, beispielsweise HW100, nicht auszuschließen, die nicht auf aufgetretenen sehr hohen Grundwasserständen, sondern lediglich auf den mit kurzen Messreihen verbundenen Unsicherheiten beruhen.

Auf Basis der Ergebnisse der statistischen Untersuchungen mit unterschiedlichen Messreihenlängen mit und ohne Konfidenzintervalle wird eine Mindestmessreihenlänge von 25 Jahren empfohlen, da mit abnehmender Länge der Messreihen zunehmend unsichere Ergebnisse festgestellt wurden. Messreihen einer Länge von 20 bis 25 Jahren sollten einer genauen Untersuchung unterzogen werden, bevor die Ergebnisse der Auswertungen dieser Messreihen für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen herangezogen werden. Messreihen, die Längen von unter 20 Jahren haben, sollten möglichst nicht für die Analysen benutzt werden.

### 9.2.5.6 Berücksichtigung historischer Extremwertereignisse

In weiten Teilen von München wurde der bislang höchste erfasste Grundwasserstand im Jahr 1940 verzeichnet (Abschnitt 8.2.1). Die allerwenigsten Messreihen in München umfassen allerdings diesen Stand. In Abschnitt 9.2.5.5 wurden bereits die Auswirkungen einer Verkürzung von Messreihen auf den Grundwasserstand HW100 untersucht. Abbildung 41 zeigt hierbei eine deutliche Abnahme der statistisch ermittelten HW100-Werte, wenn der Grundwasserstand des HW1940 nicht mehr in der Messreihe enthalten ist.

Für eine weitere Bewertung der Auswirkungen des Falls, dass der HW1940-Wert nicht mehr in der auszuwertenden Messreihe enthalten ist, wurden alle zur Verfügung stehenden Grundwasserstandsmessreihen aus dem Großraum München, die den Grundwasserstand HW1940 enthalten, auf die gleiche Weise untersucht wie die Grundwassermessstelle Feldmoching 295 in Abschnitt 9.2.5.5. In Tabelle 6 sind die Unterschiede im HW100-Wert dargestellt, wenn die Messreihe 1940 oder 1941 beginnt und somit den Grundwasserstand des HW1940 enthält oder nicht umfasst. Die berechneten Grundwasserstände HW100 liegen für die mit GEV und Parameterschätzung mittels L-Momenten ausgewerteten Messreihen ab 1941 zwischen 0,12 m und 0,37 m

unterhalb derer ab 1940. Für andere, ebenfalls geeignete Verteilungsfunktionen können die Unterschiede ggf. noch höher ausfallen.

**Tabelle 6:** Mit GEV und L-Momenten ermittelte Grundwasserstände HW100 mit und ohne den Grundwasserstand HW1940

Grundwassermessstelle	HW100 [m] <sup>1)</sup> basierend auf Messreihe mit Beginn		Differenz [m]
	1940	1941	
Allach 289A	501,07	500,82	0,25
Eching 275D <sup>2)</sup>	465,64	465,52	0,12
Eglfing Lehrer 265B	528,34	528,04	0,30
Feldmoching 295	491,43	491,29	0,14
Freising 275C	444,13	444,11	0,02
Lohhof 275A <sup>2)</sup>	470,44	470,32	0,12
Pörling 266A	531,47	531,10	0,37
Wolfersberg 266	548,29	548,00	0,29

<sup>1)</sup> Die Auswertung basiert auf der Verallgemeinerten Extremwertverteilung und Parameterschätzung mittels L-Momenten.  
<sup>2)</sup> Die Auswertung wurde stationär durchgeführt, obwohl die Messreihe Instationarität zeigt.

Aus den oben aufgezeigten Auswertungen wird ersichtlich, dass die Berücksichtigung der HW1940-Werte einen signifikanten Einfluss auf die ermittelten Bemessungsgrundwasserstände haben kann. Gemessene Grundwasserstände des HW1940 liegen vereinzelt vor und sind in den rekonstruierten Isohypsenkarten (LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN 1988-1992) verzeichnet (siehe Abbildung 27). Für die Verwendung dieser Werte ist zu klären, ob sich die Grundwasserverhältnisse seither maßgeblich verändert haben, also die Stationaritätsbedingung erfüllt ist, und ob die Werte deshalb verwendbar sind oder nicht. In den Bereichen, in denen lediglich die rekonstruierten Isohypsen vorliegen, stellt sich zusätzlich die Frage, wie sicher/unsicher die interpolierten Grundwasserstände sind und ob eine Verwendung der aus den Karten entnommenen Werten folglich möglich ist. Für den Fall, dass die Grundwasserstände des Jahres 1940 für die statistische Auswertung verwendet werden sollen, ist ein Verfahren zu wählen, das die Berücksichtigung historischer Daten zulässt. Grundsätzlich gelten die Ausführungen auch für andere Extremereignisse. So existieren auch für weitere Hochwasserereignisse, beispielsweise aus dem Jahr 1979, zumindest für Teilbereiche von München Isohypsenkarten.

Verfahren zur Berücksichtigung historischer Extremereignisse sind beispielsweise in DVWK (1999) und DWA (2012) enthalten. Im Gegensatz zur Hydrologie sind derartige Verfahren in der Hydrogeologie weniger weit verbreitet, da Grundwasserstände schwieriger zu beobachten sind als Oberflächengewässer und historische Messungen entsprechend selten sind. Die in Abschnitt 8.3 vorgestellten Verfahren behandeln mit Ausnahme von VOGT ET AL. (2006) dementsprechend diesen Fall auch nicht. VOGT ET AL. (2006:30f.) empfehlen aus den oben genannten Gründen der fraglichen Stationarität und der Unsicherheiten bei der Interpolation, den Grundwasserstand HW1940 nicht in der Analyse zu berücksichtigen, sondern als Kontrollgröße zur Überprüfung der Ergebnisse der statistischen Analyse heranzuziehen.

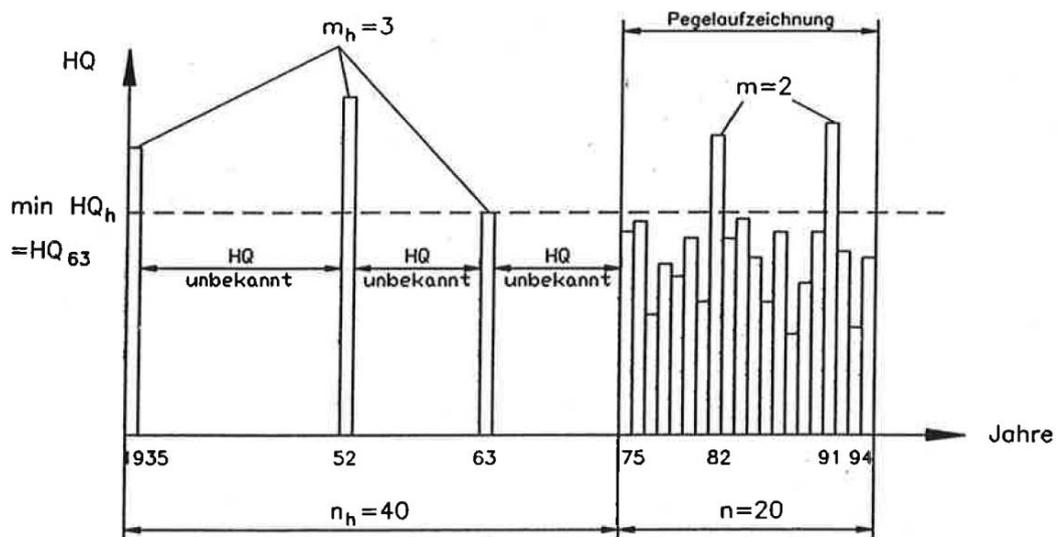
Das Verfahren nach Anhang A3 von DVWK (1999) zur Berücksichtigung historischer Extremereignisse teilt die Zeit seit der ersten Beobachtung in zwei Zeiträume, zum einen den Zeitraum  $n$  mit Grundwassermessungen, zum anderen den Zeitraum  $n_h$ , in dem nur Angaben zu Grundwasserhochständen vorliegen. Für den Fall von Messreihen, die nach 1940 beginnen, würde der erste Zeitraum ( $n_h$ ), wenn das HW1940-Ereignis berücksichtigt werden soll, entsprechend 1940

beginnen, der zweite Zeitraum ( $n$ ) dann mit den tatsächlichen Messwerten. Grundwasserhochstände im Zeitraum  $n$ , die kleiner sind als der niedrigste Hochwasserstand  $minHW_h$  im Zeitraum  $n_h$ , werden anschließend mit einem Faktor  $G$  gewichtet [46], wobei  $G$  auf- oder abgerundet wird. Es wird hierbei aufgrund der Stationaritätsannahme davon ausgegangen, dass sich die Grundwasserhochstände im Zeitraum  $n_h$ , die niedriger als  $minHW_h$  sind, so verhalten wie die vergleichbaren Grundwasserhochstände im Zeitraum  $n$ .

$$G = \frac{n_h - m_h}{n - m} + 1 \quad [46]$$

mit	$G$	Wichtungsfaktor
	$n_h$	Zeitraum ohne systematische Grundwassermessungen [a]
	$n$	Zeitraum mit systematischen Grundwassermessungen [a]
	$m_h$	Anzahl an Grundwasserhochständen $> minHW_h$ im Zeitraum $n_h$
	$m$	Anzahl an Grundwasserhochständen $> minHW_h$ im Zeitraum $n$

Die Zeiträume  $n_h$  und  $n$  sowie die relevanten Grundwassermaximalstände  $m_h$  und  $m$  sind schematisch aus Abbildung 43 zu entnehmen.

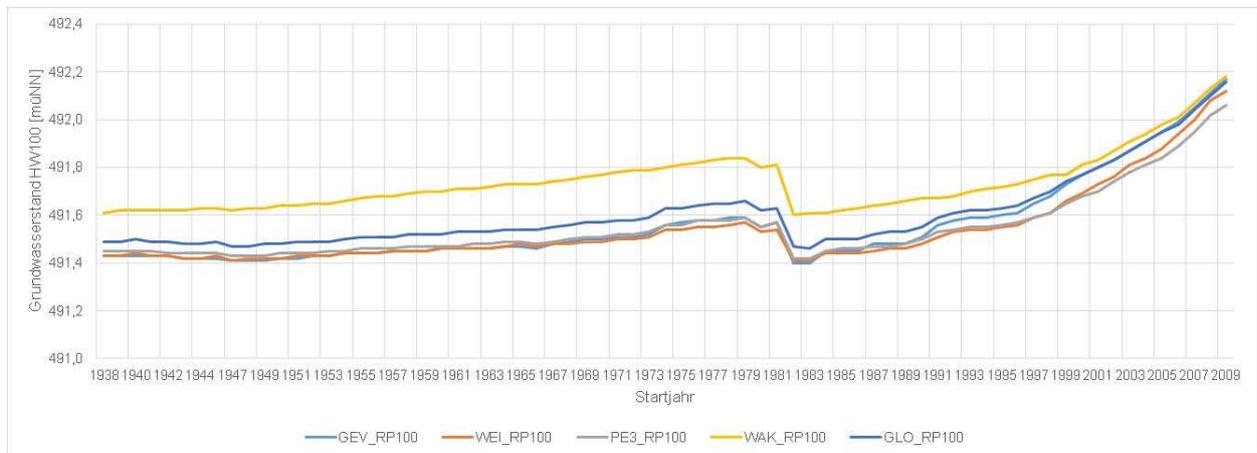


**Abbildung 43:** Schematische Darstellung zur Berücksichtigung historischer Extremereignisse nach DVWK (1999)

Zur Bewertung der Verfahren wurden Untersuchungen mit den bereits zuvor genannten langjährigen Grundwassermessstellen durchgeführt, bei denen die Messreihen erneut künstlich verkürzt wurden. Der Grundwasserstand HW1940 wurde bei diesen Auswertungen gemäß dem Verfahren in Anhang A3 von DVWK (1999) berücksichtigt. Die Ergebnisse werden zudem mit den Ergebnissen in Abschnitt 9.2.5.5 verglichen.

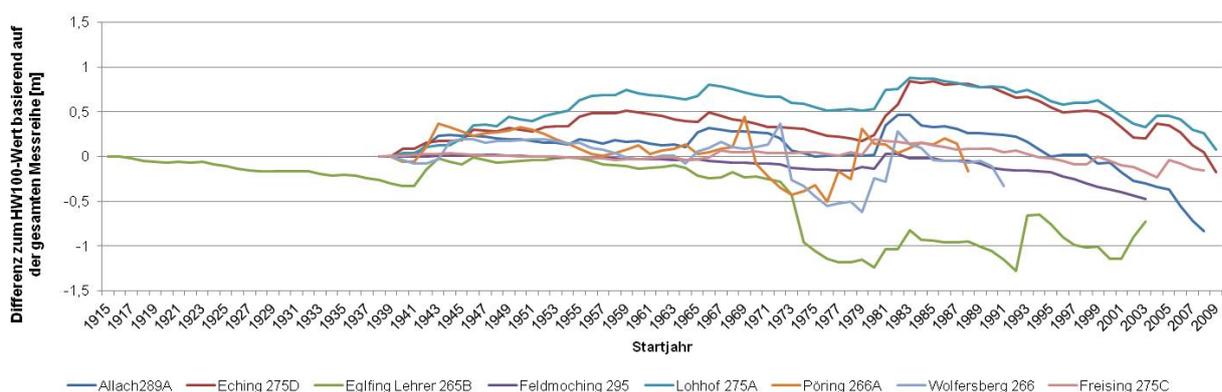
In Abbildung 44 sind die Ergebnisse der Untersuchungen zur Ermittlung des Grundwasserstands HW100 unter Berücksichtigung des Grundhochwasserereignisses von 1940 für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295 dargestellt. Es ist ersichtlich, dass der HW100-Wert zwischen den Startjahren 1938 und etwa 1996 nur geringfügige Schwankungen aufweist. Signifikant ist eine deutliche Abnahme des Grundwasserstands HW100 von 1981 zu 1982, der evtl. auf anthropogene Beeinflussungen zurückzuführen ist, was im Rahmen der Arbeit allerdings nicht geklärt

werden konnte. Des Weiteren ist der bereits in Abschnitt 9.2.5.5 beschriebene und nicht nachvollziehbare Anstieg der HW100-Werte bei zunehmend kurzen Messreihen auffallend. Die äquivalenten Diagramme für die weiteren sieben langjährigen Grundwassermessreihen sind in Anhang 4 dargestellt.



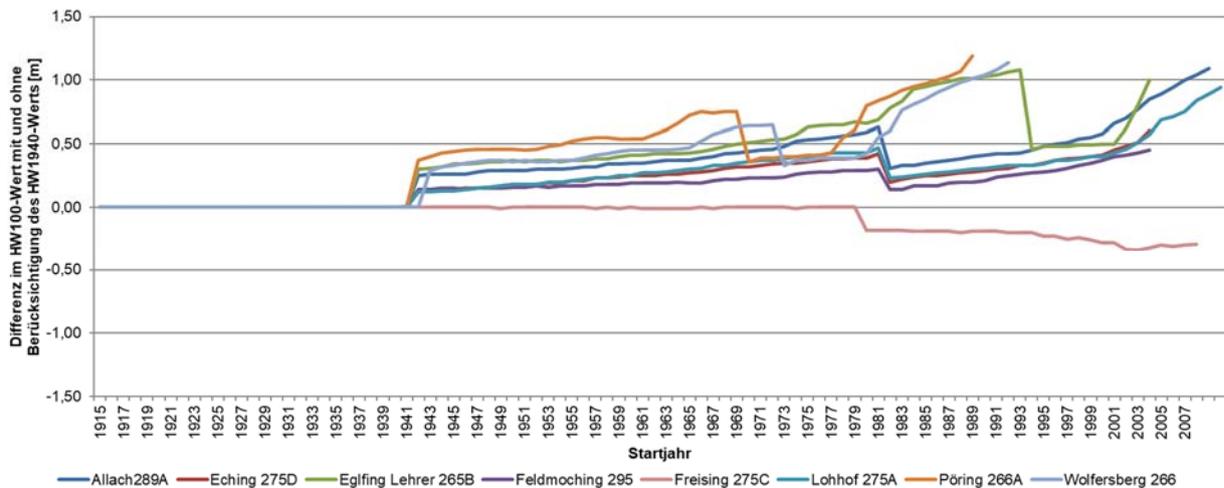
**Abbildung 44:** Auswirkung der Messreihenlänge unter Berücksichtigung des Grundwasserstandes HW1940 auf den Grundwasserstand HW100 ohne Konfidenzintervall für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295

In Abbildung 45 sind erneut die Differenzen der errechneten HW100-Werte basierend auf der gesamten Messreihe im Vergleich zu den verkürzten Messreihen dargestellt (siehe Abbildung 42), dieses Mal jedoch unter Berücksichtigung des Grundwasserhochstandes HW1940. Die HW100-Werte schwanken mit wenigen Ausnahmen (Lohhof 275A, Eching 275D von 1982 bis 1995, Eglfing Lehrer 265 B ab 1974) etwa  $\pm 0,5$  m um die HW100-Werte basierend auf der Gesamtmessreihe, also inklusive des Grundwasserhochstandes HW1940. Die HW100-Werte mit Berücksichtigung des HW1940-Ereignisses sind somit über die Zeit konstanter als die ohne Berücksichtigung des Grundwasserhochstandes. Die größten Abweichungen zeigen erneut die beiden Messreihen Eching 275D und Lohhof 275A, bei denen keine über die gesamte Messreihenlänge stationären Verhältnisse angenommen werden können.



**Abbildung 45:** Differenz der HW100-Werte der verkürzten Messreihen zum HW100-Wert der gesamten Messreihe unter Berücksichtigung des Grundwasserstandes HW1940

Die Unterschiede in den Differenzen mit und ohne Berücksichtigung des Grundhochwasserereignisses HW1940 sind in Abhängigkeit vom Startjahr in Abbildung 46 dargestellt. Bis zum Jahr 1940 besteht logischerweise kein Unterschied in den HW100-Werten. Ab dem Jahr 1941 ist eine deutliche Differenz zu erkennen, die bei den meisten Messreihen annähernd kontinuierlich zunimmt.



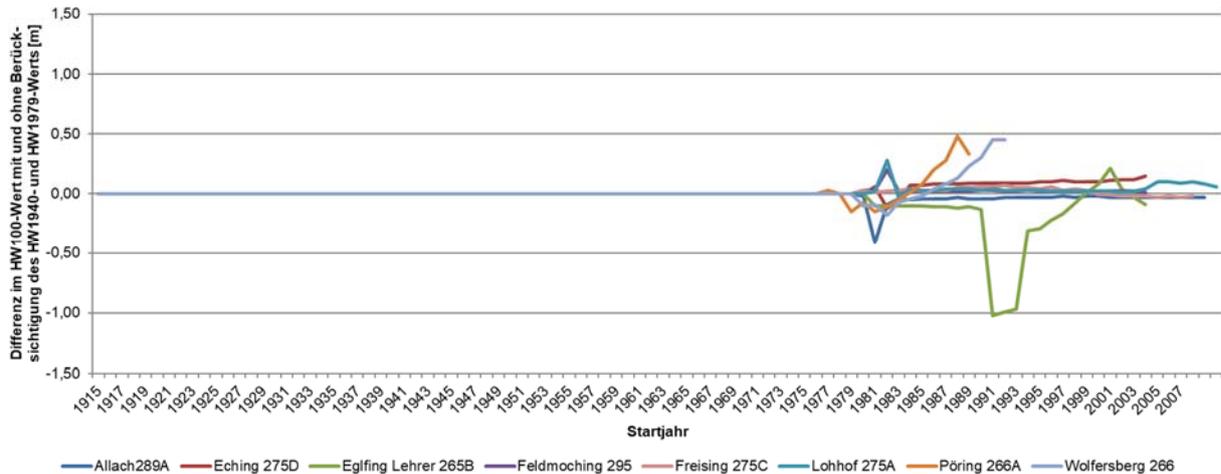
**Abbildung 46:** Unterschiede zwischen den Berechnungen der HW100-Werte mit Berücksichtigung des HW1940-Ereignisses und den Berechnungen der HW100-Werte ohne Berücksichtigung des HW1940-Ereignisses in Abhängigkeit vom Startjahr

Die Ergebnisse der Untersuchungen hinsichtlich der Berücksichtigung des Grundwasserhochstandes HW1940 zeigen, dass die Entwicklung des statistisch ermittelten HW100-Wertes bei Verkürzung der Messreihe konstanter ist, wenn der Maximalgrundwasserstand aus dem Jahr 1940 in der Auswertung beinhaltet ist und die Messwerte entsprechend dem Ansatz in DVWK (1999) gewichtet sind. Grundvoraussetzung für die Berücksichtigung ist jedoch ein verlässlicher Grundwasserstand für das HW1940-Ereignis. Es wird deshalb empfohlen, den HW1940-Wert unter der Bedingung, dass dieser verlässlich ist, in der Auswertung zu berücksichtigen. Als verlässlich werden dabei Grundwassermessungen aus dem Jahr 1940 angesehen, die nicht weiter als wenige hundert Meter von einer tatsächlichen Messung entfernt sind oder wenn mehrere umliegende Messstellen vorhanden und die hydrogeologischen Verhältnisse gut bekannt sind. Zudem dürfen sich die hydrologischen und hydrogeologischen Bedingungen im Bereich der auszuwertenden Messstellen seit 1940 nicht signifikant geändert haben.

Neben der HW1940-Karte besteht zumindest für Teile von München noch eine weitere Grundwasserisohypsenkarte für den Grundwasserhochstand 1979. In einer weiteren Auswertung wurde untersucht, wie sich die Berücksichtigung eines weiteren Hochwasserereignisses auf den statistisch ermittelten Grundwasserstand HW100 auswirkt. Hierfür wurden die Grundwassermessreihen weitergehend untersucht, wobei neben dem HW1940-Wert jeweils auch noch der Grundwasserstand HW1979 berücksichtigt wurde. Die zugehörigen Diagramme mit der Entwicklung des HW100-Wertes mit variablem Startzeitpunkt (analog zu Abbildung 44) für die acht langjährigen Grundwassermessreihen sind in Anhang 5 dargestellt.

Abbildung 47 zeigt die Differenzen in den statistisch ermittelten Grundwasserständen HW100 gegenüber dem Beginn der Messreihe, wenn einerseits nur das Grundhochwasserereignis HW1940 berücksichtigt wird und andererseits zusätzlich das Ereignis HW1979. Bis zum Jahr 1979 zeigt sich erwartungsgemäß kein Unterschied, nur bei der Messstelle Pöring 266A wurden geringfügige Abweichungen in den Jahren 1976 bis 1979 beobachtet, die nicht erklärt werden können. Nach Eintritt des zweiten Grundwasserhochstandes zeigen sich vereinzelt Abweichungen zwischen den HW100-Werten über 0,2 m. Auffällig sind jedoch deutlichere Abweichungen bei der Messstelle Eglfing Lehrer 265B. Zudem nehmen die HW100-Werte der Messstellen Pöring 266 und Wolfersberg 266 mit der Zeit ab.

Aus der Auswertung ergibt sich keine eindeutige Empfehlung, dass die Grundwasserstände des HW1979 als weiteres historisches Extremereignis bei der Auswertung berücksichtigt werden sollten. Bei der Mehrzahl der Messstellen sind nur geringfügige Abweichungen zu den Ergebnissen ohne das HW1979 festzustellen. Bei vereinzelt Messstellen nahmen die Schwankungen der HW100-Werte hingegen zu. Die Auswirkungen auf die Festlegung des HW100-Wertes durch die Hinzunahme des Grundwasserhochstandes des HW1979 wird insgesamt als gering bewertet.



**Abbildung 47:** Differenzen in den statistisch ermittelten Grundwasserständen HW100 bei Berücksichtigung des Grundwasserstandes HW1940 und bei Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 in Abhängigkeit vom Startjahr der Messreihe

### 9.2.5.7 Vergleich der Verteilungsfunktionen

Bei den statistischen Auswertungen mit der Block-Maxima-Methode werden die Normal-, die Log-normal-, die Verallgemeinerte Extremwert-, die Gumbel-, die Fréchet-, die Weibull-, die Pearson-III-, die Kappa-, die Wakeby-, die Verallgemeinerte logistische sowie die Verallgemeinerte Paretoverteilung untersucht.

Bei den Auswertungen mit den zuvor bereits untersuchten sowie im Rahmen von praktischen Fragestellungen untersuchten Daten wurde festgestellt, dass die Anpassungstests in der Regel nur selten zum Ablehnen einer Verteilungsfunktion führen. So wurde die Normalverteilung oftmals anhand der Anpassungstests nicht verworfen, auch wenn aus mathematischer Sicht die Normalverteilung für Extremwerte nicht geeignet erscheint. Die mittels der Normalverteilung ermittelten Grundwasserstände weisen zudem im Vergleich zu den anderen untersuchten Verteilungsfunktionen oftmals vergleichsweise geringe Werte auf (Tabelle 9), weshalb von der Verwendung der Normalverteilung abgeraten wird. HAAF (2015:22) zeigt anhand der Auswertungen mit QQ-Plots, dass in seinen Untersuchungen die Ränder der Verteilungen nicht mit denen der Normalverteilung übereinstimmten und die Normalverteilung somit abgelehnt werden sollte.

Die Gumbelverteilung zeigte bei einer großen Anzahl an Untersuchungen keine ausreichende Anpassung an die empirischen Daten. Dies steht im Widerspruch zu den ebenfalls im Bereich der Münchner Schotterebene erzielten Ergebnissen von VOGT ET AL. (2006:31), deckt sich jedoch mit den Auswertungen von FÜRST ET AL. (2011:36). Nach FÜRST ET AL. (2011:32) ist auch die Verallgemeinerte Paretoverteilung sowohl bei der Auswertung nach der BM- als auch nach der POT-Methode oftmals abzulehnen. Aus den eigenen Untersuchungen ist dies für die BM-Methode zu bestätigen, für die POT-Methode wurden jedoch überwiegend gute Anpassungen erzielt (Abschnitt 9.2.6).

Die Auswertungen mittels L-Moment-Ratio-Diagramm zeigen für die acht langjährigen Grundwasserstandsmessreihen, dass die Sample-L-Moment zumeist im Bereich zwischen der Verallgemeinerten logistischen Verteilung (obere Grenze), der Normalverteilung (linke Grenze), der Gumbelverteilung (rechte Grenze) sowie der Pearson-III-, der Weibull-, der Verallgemeinerten Extremwert- sowie der Lognormalverteilung (alle untere Grenze) zu liegen kommen. In Übereinstimmung mit den QQ-Plots sowie den Anpassungstests wurden deshalb zumeist nur wenige Verteilungsfunktionen abgelehnt.

#### **9.2.5.8 Vergleich der Parameterschätzmethoden**

Zur Anpassung der Daten werden bei dem vorgestellten Verfahren die Momentenmethode (MOM), die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente (PWM), die L-Moments (LMO), die Maximum-Likelihood- (MLE) sowie die Maximum-Product-of-Spacing-Methode (MPS) angewandt, soweit diese für die einzelnen Verteilungsfunktionen verfügbar sind. Für die dreiparametrische Fréchetverteilung wurde im Rahmen einer Literaturrecherche jedoch keine geeignete Beschreibung für die Parameterschätzung gefunden, so dass für die Fréchetverteilung lediglich die Maximum-Likelihood-Schätzung angewendet wurde, die jedoch oftmals zu keinen befriedigenden Ergebnissen führte. Da die Fréchetverteilung jedoch einen Spezialfall der Verallgemeinerten Extremwertverteilung darstellt, kann auf eine explizite Untersuchung dieser Verteilung auch verzichtet werden.

Die Auswertungen zeigen, dass sich die mit den unterschiedlichen Parameterschätzmethoden statistisch ermittelten Grundwasserstände zumeist nur um wenige Zentimeter, bei hohen Wiederkehrintervallen auch um wenige Dezimeter unterscheiden. Eindeutige Trends, dass bestimmte Parameterschätzmethoden jeweils höhere Werte ergeben, konnten nicht festgestellt werden. Die MLE und die MPS waren beim angewandten R-Paket empfindlicher, was die Durchführbarkeit betrifft. Eine eindeutige Empfehlung für ein Parameterschätzverfahren kann aufgrund der Ergebnisse nicht ausgesprochen werden, vielmehr sollten mehrere Verfahren angewendet werden, um vertrauenswürdige Ergebnisse zu gewährleisten.

#### **9.2.5.9 Vergleich der Methoden zur Bestimmung der Konfidenzintervalle**

Zur Bestimmung der Konfidenzintervalle wurden das Verfahren nach DVWK (1999) sowie nicht-parametrisches und parametrisches Bootstrapping untersucht. Die Konfidenzintervalle für die Verallgemeinerte Extremwertverteilung und Parameterschätzung mittels L-Moments wurden miteinander verglichen. Die Ergebnisse zeigen, dass die Bootstrapping-Methoden jeweils etwas höhere Konfidenzintervalle ergeben, wobei die mit parametrischem Bootstrapping erzielten Ergebnisse zumeist nur eine geringe Abweichung von unter 0,2 m von denen nach DVWK (1999) aufweisen. Lediglich bei der Grundwassermessstelle Pöring 266A sind die Differenzen größer. Eine Übersicht über die erzielten Ergebnisse ist in Tabelle 7 dargestellt. Der Vorteil des Verfahrens nach DVWK (1999) liegt einerseits in der einfachen Umsetzbarkeit. Zudem sind die Berechnungen, insbesondere bei den Parameterschätzverfahren MLE und MPS, weniger rechen- und zeitaufwendig als die Bootstrapping-Ansätze. Das Bootstrapping-Verfahren hat sich – mit den verwendeten Softwarepaketen in R – zudem in Kombination mit Parameterschätzverfahren MLE und MPS als fehleranfällig gezeigt, da für vereinzelte Stichproben die Schätzung nicht durchgeführt werden konnte und die Berechnung der Konfidenzintervalle daraufhin abbrach. Bei dem vorgestellten neuen Verfahren zur Bestimmung von Extremgrundwasserständen werden die Konfidenzintervalle aufgrund der dargelegten Gründe mit dem Verfahren nach DVWK (1999) bestimmt und ggf. mit den Ergebnissen der Bootstrapping-Verfahren verglichen. Da sich die Ergebnisse

zumeist nicht mehr als 0,2 m unterscheiden, wird jedoch keine grundsätzliche Empfehlung zur Verwendung eines bestimmten Verfahrens abgegeben.

**Tabelle 7:** Ergebnisse der Schätzung des Grundwasserstandes HW100 mit 80 %- und 95 %- Konfidenzintervallen für GEV und L-Moments

Grundwassermess- stelle	80 %-Konfidenzintervall			95 %-Konfidenzintervall		
	DVWK	Nichtp. BS	Param. BS	DVWK	Nichtp. BS	Param. BS
Allach 289A	501,15	501,45	501,18	501,31	501,88	501,36
Eching 275D	465,75	465,85	465,87	465,86	466,04	466,04
Eglfing Lehrer 265B	528,20	528,41	528,22	528,40	528,79	528,46
Feldmoching 295	491,52	491,66	491,31	491,59	491,99	491,38
Freising 275C	444,24	444,27	444,33	444,31	444,38	444,42
Lohhof 275A	470,57	470,66	470,75	470,71	470,89	470,95
Pöring 266A	531,97	532,24	532,42	532,31	532,84	532,78
Wolfersberg 266	548,49	548,67	548,58	548,75	549,21	548,82

## 9.2.6 Arbeitsschritt 7: Stationäre Extremwertanalyse mit der POT-Methode

### 9.2.6.1 Durchführung des Arbeitsschritts 7

Alternativ oder ergänzend zur Block-Maxima-Methode wird in Arbeitsschritt 7 die Auswertung mit der Peaks-over-threshold-Methode durchgeführt. Eine graphische Übersicht über die Schritte bei der POT ist in Abbildung 33 dargestellt.

Die einzelnen Schritte bei der POT lassen sich gut mit der BM-Methode korrelieren. Die Bestimmung des Zuschlags für nicht-tägliche Messungen ist zudem identisch. Für diesen Zuschlag wird deshalb auf die Ergebnisse der Auswertungen mit der BM-Methode zurückgegriffen.

Der erste Schritt der Auswertung mit der POT-Methode beginnt mit der Festlegung des Schwellenwerts  $u$ . FÜRST ET AL. (2011) untersuchen zwei Verfahren, um den Schwellenwert zu bestimmen. Einerseits wird  $u$  in Abhängigkeit der Anzahl an Peaks gewählt, wobei die Anzahl an Peaks mit der 1-, 1,5- und 2-fachen Anzahl an Messjahren festgelegt wird. Andererseits greifen sie auf den Mean Residual Life Plot (Abschnitt 6.2.2) zurück. HAAF (2015) verwendet ebenfalls den Mean Residual Life Plot (auch als Mean Excess-Diagramm bezeichnet) und schlägt zusätzlich das Threshold-Choice-Diagramm vor. Zur Festlegung des Schwellenwerts wurden bei den durchgeführten Auswertungen alle von FÜRST ET AL. und HAAF vorgeschlagenen Methoden untersucht. Die Festlegung der Schwellengrenze beim Mean Residual Life Plot als auch beim Threshold-Choice-Diagramm weist einen gewissen Grad an Subjektivität auf, während die nach FÜRST ET AL. (2011) gewählten Festlegungen der Anzahl an Peaks zu einem gewissen Grad als willkürlich erachtet werden können. Insgesamt zeigen die sich ergebenden Schwellenwerte aber zumeist ähnliche Größenordnungen, weshalb keine der Methoden als bevorzugt empfohlen wird. Vielmehr sollten die Ergebnisse miteinander verglichen werden und anschließend auf Grundlage der sich ergebenden Schwellenwerte ein finaler Schwellenwert für die weiteren Berechnungen ausgewählt werden. Dies entspricht auch den Empfehlungen von HAAF (2015:13).

In Abschnitt 9.2.5.5 wurden Untersuchungen zum Einfluss der Messreihenlänge auf die Ergebnisse der statistischen Analyse mit der Block-Maxima-Methode dargestellt. Für die POT sind vergleichbare Untersuchungen schwerer durchführbar. Zwar konnten die Untersuchungen problem-

los mit der POT ebenfalls wiederholt werden, für die Festlegung von auszuschließenden Zeiträumen sind diese Überlegungen aber nicht 1:1 anwendbar. Es wird empfohlen, Zeiträume auszuschließen, in denen der Messabstand die in Abschnitt 9.2.5.1 für die BM vorgeschlagene Dauer von 45 Tagen überschreitet. Der Zeitraum an Messungen sollte dann allerdings für die Berechnung der durchschnittlichen Anzahl an Peaks pro Jahr verkürzt werden.

Nach der endgültigen Auswahl des Schwellenwerts wird die partielle Reihe gebildet. Hierin werden alle Messwerte zusammengefasst, die den Schwellenwert überschreiten. Für die Festlegung der Unabhängigkeit der Maximalwerte (Declustering) setzt HAAF einen Mindestabstand von 120 Tagen voraus, FÜRST ET AL. sehen 60 Tage zumeist als ausreichend an. Die Festlegung auf einen festen Wert wird allerdings als kritisch gesehen, da der Wert von der Grundwasserdynamik abhängt. Bei schnellen Schwankungen könnte folglich ein kürzerer Abstand gewählt werden, bei langperiodischen Schwankungen wäre ein höherer Wert notwendig. Bei Untersuchungen zu den Auswirkungen des Mindestabstands (Abschnitt 9.2.6.3), bei denen dieser zwischen 20 und 100 Tagen variiert wurde, zeigten sich keine nennenswerten Auswirkungen auf die ermittelten Grundwasserstände HW100. Standardmäßig wird somit der bereits bei der Block-Maxima-Methode gewählte Mindestabstand von 28 Tagen beibehalten. Es wird allerdings, insbesondere wenn eine träge Grundwasserdynamik bekannt ist, empfohlen, Auswertungen hinsichtlich des Mindestabstands analog zu denen in Abschnitt 9.2.6.3 vorzunehmen. Bei der Durchführung des Declusterings gilt es zu beachten, dass die Declustering-Algorithmen in den betrachteten Software-Bibliotheken für R davon ausgehen, dass ein neues, unabhängiges Ereignis erst nach Unterschreiten des gewählten Schwellenwerts eintritt. In HAAF (2015) wurde dies auch so auf Grundwasserstände angewandt. Aufgrund der vergleichsweise trägen Grundwasserdynamik – insbesondere zu anderen Feldern, in denen die Extremwertstatistik angewendet wird, wie etwa Flusswasserstände oder Windgeschwindigkeiten – wird diese Annahme jedoch als nicht zutreffend erachtet. Das Vorgehen führt, wie bei HAAF (2015:25) zu beobachten, dazu, dass nur eine geringe Anzahl an Überschreitungen für die Auswertung zur Verfügung steht und die ermittelten Grundwasserstände dementsprechend mit höherer Unsicherheit verbunden sind. Im vorgestellten Verfahren werden deshalb alle Grundwasseranstiege aus der Grundwassermessreihe ausgewählt und anschließend, beginnend mit dem höchsten Grundwasserstand, diejenigen Peaks herausgefiltert, die einen Abstand zum betrachteten Peak aufweisen, der geringer als der gewählte Mindestabstand ist. Dieses Vorgehen wird so lange wiederholt, bis der  $n$ -höchste Peak bei einer verbleibenden Anzahl von  $n$  Peaks erreicht wird. Betreffend den gewählten zeitlichen Abstand zwischen den Peaks wird auf die Ausführungen in Abschnitt 9.2.5.1 verwiesen. Das Vorgehen ähnelt dem nach FÜRST ET AL. (2011).

Den als unabhängig gewerteten Peaks werden anschließend mit dem in Abschnitt 9.2.5.2 vorgestellten, auf VOGT ET AL. (2006) basierenden Verfahren Zuschläge für nicht-tägliche Messungen hinzuaddiert. Wie bei der Block-Maxima-Methode ergibt sich der Zuschlag aus dem Abstand des Messwerts zum vorherigen bzw. nachfolgenden Messwert.

Nach der Addition des Zuschlags für nicht-tägliche Messungen erfolgt bei der POT-Methode die Berechnung der empirischen Verteilungsfunktion (Abschnitt 6.1) sowie die Anpassung der Verallgemeinerten Paretoverteilung mit verschiedenen Parameterschätzverfahren (Abschnitt 6.2.4). Es wurden die gleichen Parameterschätzverfahren gewählt wie bei der Block-Maxima-Methode. Ebenso werden zur Überprüfung der Anpassungen die gleichen statistischen Anpassungstests sowie QQ-Plots untersucht (Abschnitt 6.2.4.6). Hinsichtlich der Auswahl des Vertrauensbereichs gelten ebenfalls die Ausführungen zur Block-Maxima-Methode.

### 9.2.6.2 Festlegung des Schwellenwerts

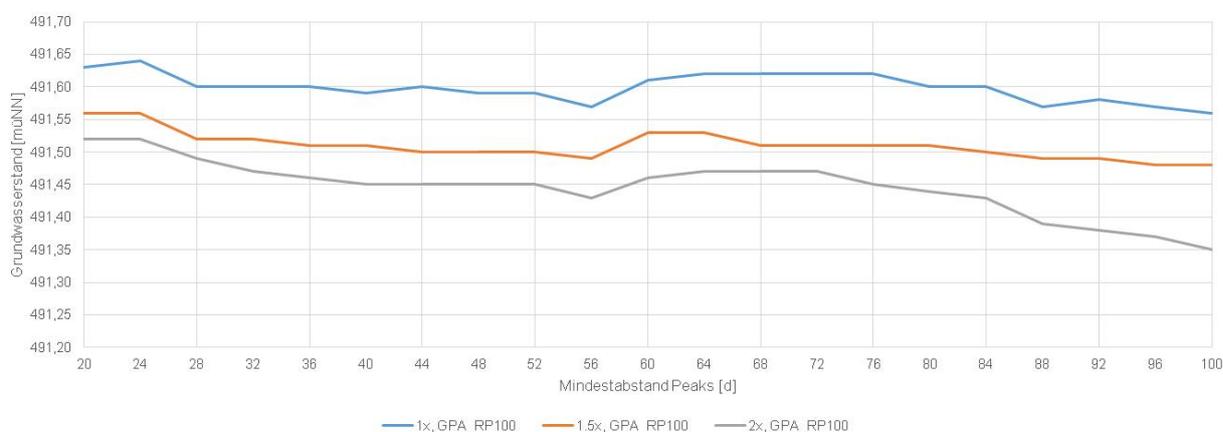
Zur Festlegung des Schwellenwerts stehen der Mean Residual Life Plot, das Threshold-Choice-Diagramm sowie das Vorgehen nach FÜRST ET AL. (2011) mit Festlegung des Umfangs an Überschreitungen mit der einfachen, eineinhalbfachen und zweifachen Anzahl an Messjahren zur Auswahl. Die Auswirkungen der unterschiedlichen Anzahl an Peaks wurde zusammen mit der Messreihenlänge untersucht. Dies wurde allerdings nur anhand der letztgenannten Methode mit vordefinierter Anzahl an Peaks durchgeführt, da die anderen Methoden nur schwer automatisierbar sind.

Gemäß den Untersuchungen von FÜRST ET AL. (2011: 32f.) können die Auswirkungen eines größeren Stichprobenumfangs auf die geschätzten Quantile nicht eindeutig bewertet werden, da sich bei den Auswertungen bei dreiparametrischen Verteilungsfunktionen tendenziell niedrigere Quantile, bei der zweiparametrischen Gumbelverteilung höhere Quantile ergeben haben. Aufgrund der größeren Stichprobenumfänge ergeben sich allerdings geringere Konfidenzintervalle.

### 9.2.6.3 Unabhängigkeit der Ergebnisse

FÜRST ET AL. (2011:17) und HAAF (2015:23) schlagen Peakabstände von 60 Tagen bzw. 120 Tagen vor, um die Unabhängigkeit von Grundwasserhochständen sicherzustellen, wobei FÜRST ET AL. betonen, dass bei geringer Grundwasserdynamik auch größere Abstände angebracht sein können. Zur Bewertung des Einflusses des Peakabstands auf die sich ergebenden Grundwasserstände einer bestimmten Jährlichkeit wurden statistische Auswertungen vorgenommen, bei denen fünf verschiedene Messreihen mehrmals mit unterschiedlichem Mindestpeakabstand ausgewertet wurden. Dieser wurde zwischen 20 Tagen und 100 Tagen variiert.

Die Auswertungen wurden unter Ansatz einer Peakanzahl entsprechend der 1-, 1,5- und 2-fachen Anzahl an Messjahren durchgeführt. Bei den Untersuchungen zeigten sich aufgrund der unterschiedlichen Mindestpeakabstände zumeist nur vergleichsweise geringe Unterschiede in den HW100-Werten. In Abbildung 48 sind beispielhaft die HW100-Werte für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295 in Abhängigkeit vom Mindestpeakabstand dargestellt. Als einflussreicher auf den Grundwasserstand HW100 hat sich bei diesen Auswertungen die Wahl der Anzahl an Peaks erwiesen, wie es auch aus Abbildung 48 ersichtlich ist. Die äquivalenten Diagramme für die weiteren sieben langjährigen Grundwassermessreihen sind in Anhang 9 dargestellt.



**Abbildung 48:** Grundwasserstand HW100 in Abhängigkeit vom Mindestpeakabstand für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295

Bei großen Peakabständen und der 2-fachen Anzahl an Messjahren traten teilweise Schwierigkeiten auf, da die festgelegte Anzahl an Peaks nicht mehr erreicht werden konnte. Dies war etwa

bei den Grundwassermessstellen Eglfing Lehrer 265B und Wolfersberg 266 der Fall, die beide über eine eher träge Grundwasserdynamik verfügen. In diesen Fällen wurde die Peakanzahl so weit verringert, dass die Berechnungen trotzdem durchgeführt werden konnten. Allerdings zeigt sich in den Ergebnissen der beiden Messstellen für die Auswertung mit der 2-fachen Anzahl an Messjahren ein deutlicher Abfall der HW100-Werte mit zunehmendem Mindestpeakabstand. Vermutlich werden durch die zu hohe Anzahl an Peaks auch Nicht-Extremereignisse für die Auswertung herangezogen.

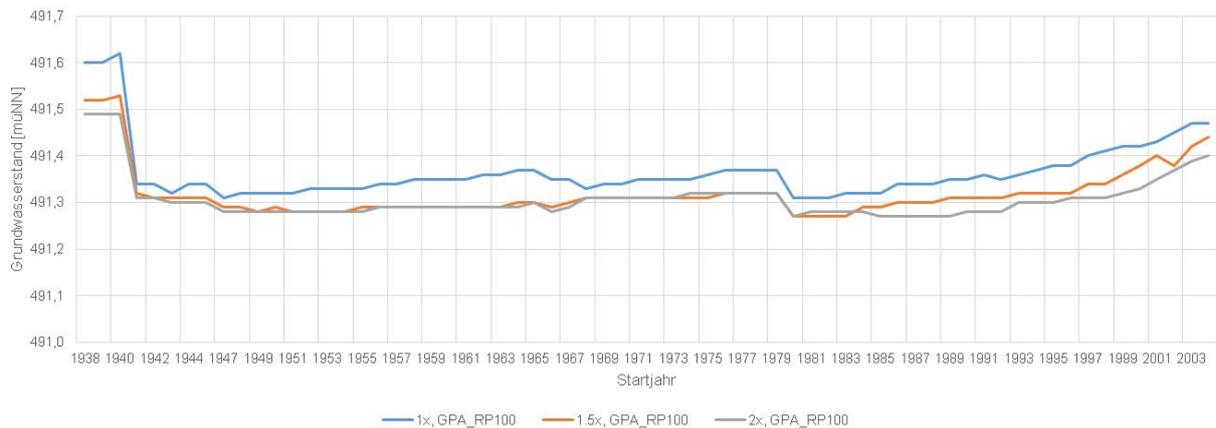
#### **9.2.6.4 Zuschlag für nicht-tägliche Messungen**

Die Untersuchungen hinsichtlich der Auswirkungen nicht-täglicher Messungen auf den erfassten Grundwasserhöchststand (Abschnitt 9.2.5.4) gelten für die POT-Methode analog zur BM-Methode.

#### **9.2.6.5 Messreihenlänge**

In Abschnitt 9.2.5.5 wurden Auswertungen hinsichtlich der Auswirkungen der Messreihenlänge auf die Ergebnisse der statistischen Auswertung mit der Block-Maxima-Methode durchgeführt. Die Auswertungen wurden mit der POT-Methode wiederholt, indem die gleichen acht langjährigen Messstellen programmtechnisch untersucht wurden. Es wurde mit jedem Programmdurchlauf die Grundwassermessreihe um das erste Jahr verkürzt und jeweils eine Verallgemeinerte Paretoverteilung mittels L-Momenten an die Daten angepasst. Da die POT-Methode die Festlegung eines Schwellenwerts verlangt und die Umsetzung mit Mean Residual Life Plot oder Threshold Choice-Diagramm nur schwer automatisierbar ist, wurde das Verfahren nach FÜRST ET AL. (2011) zur Festlegung des Schwellenwerts herangezogen und die drei Fälle mit Peaks mit 1-facher, 1,5-facher und 2-facher Anzahl der Messjahre untersucht. Zur Beurteilung des Einflusses der Messreihenlänge auf die Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände wurden jeweils die 100-jährlichen Grundwasserstände ermittelt und anschließend ohne und mit Konfidenzintervall gegenüber dem Startjahr der (künstlich verkürzten) Messreihe aufgetragen.

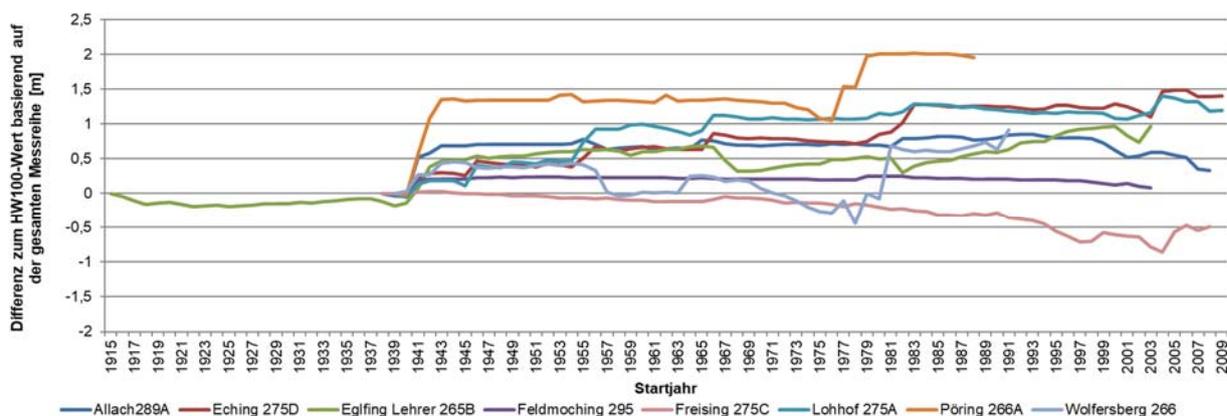
Abbildung 49 stellt die statistisch ermittelten Grundwasserstände HW100 ohne Konfidenzintervall für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295 in Abhängigkeit vom Startjahr der Messreihe dar. Auffällig ist, wie schon bei der Auswertung mit der Block-Maxima-Methode (siehe Abbildung 41), der deutliche Abfall der HW100-Werte nach dem Jahr 1940. Gegen Ende der Messreihe, beginnend etwa Mitte der 1990er Jahre, ist ein Anstieg des Grundwasserstands HW100 zu erkennen. Ein ähnliches Verhalten war teilweise auch bei den Auswertungen weiterer Messstellen zu beobachten. Analog zu den Auswertungen mit der Block-Maxima-Methode (Abschnitt 9.2.5.5) wird eine zunehmende Ungenauigkeit der Ergebnisse mit kürzer werdender Messreihe angenommen. Die äquivalenten Diagramme für die weiteren sieben langjährigen Grundwassermessreihen sind in Anhang 6 dargestellt.



**Abbildung 49:** Auswirkung der Messreihenlänge auf den Grundwasserstand HW100 ohne Konfidenzintervall für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295

In Abbildung 50 sind die Differenzen der errechneten HW100-Werte basierend auf der gesamten Messreihe im Vergleich zu den verkürzten Messreihen dargestellt. Die Auswertung erfolgte mit der Verallgemeinerten Paretoverteilung mit Parameterschätzung mittels L-Momenten und einer Peakanzahl entsprechend der 1,5-fachen Anzahl an Messjahren. Bei allen Messreihen mit Ausnahme der Grundwassermessstelle Freising 275C ist ein Anstieg nach 1940 erkennbar, am deutlichsten fällt er bei der Messstelle Pöring 266A auf. Die HW100-Werte ohne den Grundwasserstand HW1940 liegen zumseist ca. 0,5 m bis 1,0 m oberhalb der HW100-Werte mit Startjahren bis einschließlich 1940. Die Messreihe Freising 275C, deren höchste Grundwasserstände nach 1940 den Stand des HW1940 übertreffen, weist im Gegensatz zu den restlichen Messstellen mit späterem Beginn der ausgewerteten Messreihen langsam abfallende HW100-Werte auf.

Bei Berücksichtigung von Konfidenzintervallen verstärkt sich der Effekt des Anstiegs der HW100-Werte bei kurzen Messreihen durch die größere Unsicherheit aufgrund der geringen Anzahl an Daten, die für die Auswertung zur Verfügung stehen. Die sich aus der statistischen Analyse ergebenden Grundwasserstände können somit bei kurzen Messreihen unrealistische Werte annehmen, die überwiegend auf die Unsicherheiten bei der statistischen Analyse zurückzuführen sind.



**Abbildung 50:** Differenz der HW100-Werte der verkürzten Messreihen zum HW100-Wert der gesamten Messreihe

Hinsichtlich der Empfehlung einer Mindestmessreihenlänge weisen die Auswertungen mit unterschiedlichen Messreihenlängen keine eindeutigen Ergebnisse auf. In den meisten der untersuch-

ten Messreihen wurde eine deutliche, nicht auf die Peakwerte zurückzuführende Ab- oder Zunahme des HW100-Wertes beobachtet (Allach 289A, Eglfing Lehrer 265B, Feldmoching 295, Freising 275C, Wolfersberg 266), seltener blieben die Werte aber auch annähernd konstant (Lohhof 275A) oder reagierten auf Veränderungen in der Ganglinie (Eching 275D, Pöring 266A). Auf Basis der Ergebnisse der statistischen Untersuchungen mit der POT-Methode wird wie schon bei der Block-Maxima-Methode eine Mindestmessreihenlänge von 25 Jahren empfohlen. Messreihen, die Längen von unter 20 Jahren haben, sollten möglichst nicht für die Analysen benutzt werden.

### 9.2.6.6 Berücksichtigung historischer Extremwertereignisse

Zur Beurteilung des Einflusses historischer Extremereignisse wurden analog zu Abschnitt 9.2.5.6 Auswertungen vorgenommen, bei denen der HW1940-Wert berücksichtigt wurde. Die Wichtung des HW1940-Wertes erfolgte wie bei der Block-Maxima-Methode anhand des Verfahrens nach DVWK (1999).

In Tabelle 6 sind die Unterschiede im HW100-Wert dargestellt, wenn die Messreihe 1940 oder 1941 beginnt und somit den Grundwasserstand des HW1940 enthält oder nicht umfasst. Die berechneten Grundwasserstände HW100 liegen für die mit GPA und Parameterschätzung mittels L-Momenten ausgewerteten Messreihen ab 1941 zwischen 0,02 m und 0,58 m unterhalb derer ab 1940.

**Tabelle 8:** Mit GPA und L-Momenten ermittelte Grundwasserstände HW100 mit und ohne den Grundwasserstand HW1940 unter Ansatz der Peakanzahl entsprechend der 1,5-fachen Anzahl an Messjahren

Grundwassermessstelle	HW100 [m] <sup>1)</sup> basierend auf Messreihe mit Beginn		Differenz [m]
	1940	1941	
Allach 289A	501,07	500,51	0,56
Eching 275D <sup>2)</sup>	465,79	465,54	0,25
Eglfing Lehrer 265B	528,32	528,11	0,21
Feldmoching 295	491,53	491,32	0,21
Freising 275C	444,04	444,02	0,02
Lohhof 275A <sup>2)</sup>	470,44	470,26	0,18
Pöring 266A	531,53	530,95	0,58
Wolfersberg 266	548,28	548,04	0,24

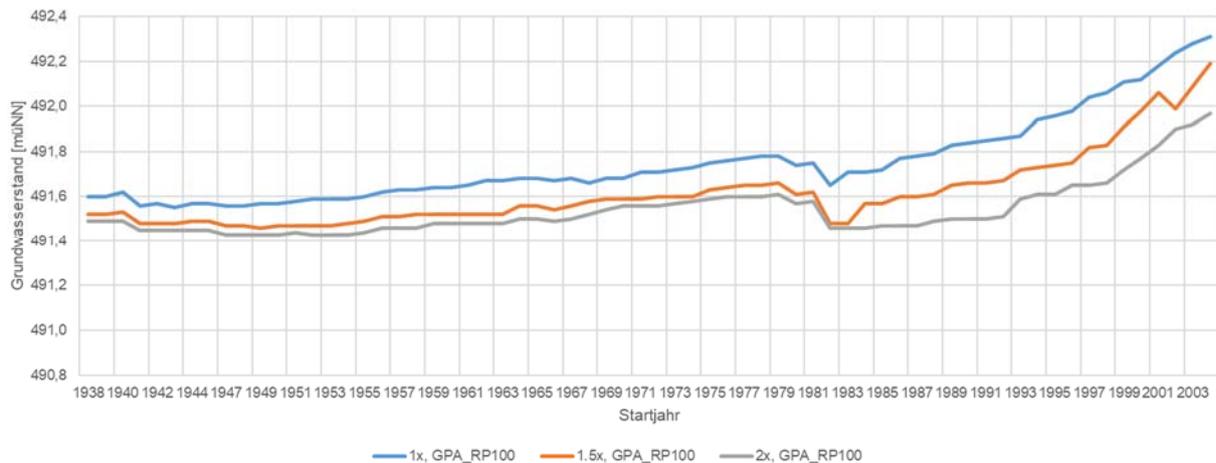
<sup>1)</sup> Die Auswertung basiert auf der Verallgemeinerten Paretoverteilung und Parameterschätzung mittels L-Momenten sowie der einer Peakanzahl entsprechend der 1,5-fachen Anzahl an Messjahren.

<sup>2)</sup> Die Auswertung wurde stationär durchgeführt, obwohl die Messreihe Instationarität zeigt.

Gemäß den in Tabelle 6 dargestellten Ergebnissen hat der HW1940-Wert einen signifikanten Einfluss auf die ermittelten HW100-Werte. Die Berücksichtigung der in Form von Kartenwerken vorliegenden Grundwasserstände HW1940 bei einer statistischen Auswertung kann deshalb empfehlenswert sein. Hinsichtlich dieser Überlegungen wird auf Abschnitt 9.2.5.6 verwiesen.

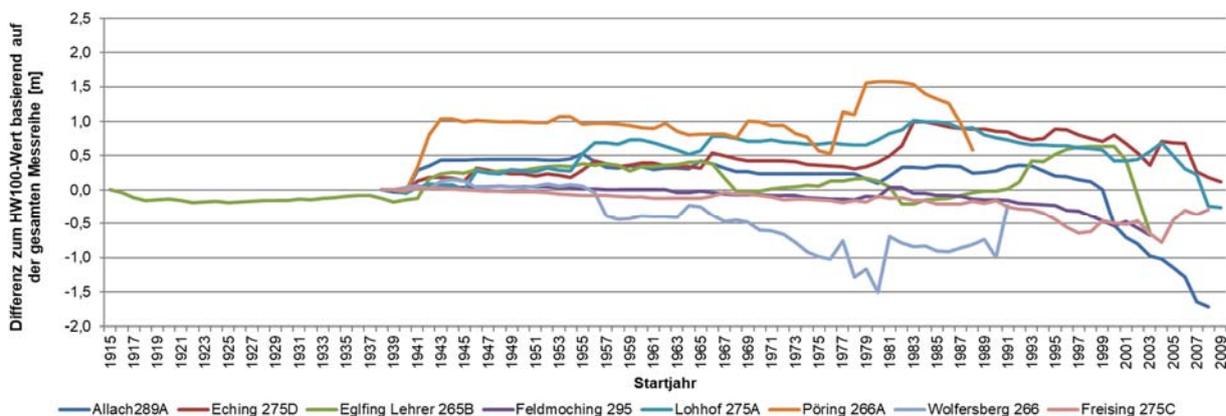
Zur Untersuchung des Einflusses der Berücksichtigung des HW1940-Wertes wurden Untersuchungen mit den bereits zuvor verwendeten acht langjährigen Messreihen durchgeführt, bei denen die statistische Analyse erneut mehrfach durchgeführt wurde, wobei vor jeder Einzelanalyse die Messreihe um ein Jahr gekürzt wurde. Der Grundwasserstand HW1940 wurde bei diesen Auswertungen gemäß dem Verfahren in Anhang A3 von DVWK (1999) berücksichtigt. Die Ergebnisse werden zudem mit den Ergebnissen in Abschnitt 9.2.6.5 verglichen.

Abbildung 51 zeigt die Entwicklung des Grundwasserstandes HW100 der Grundwassermessstelle Feldmoching 295 bei Verkürzung der Messreihe unter Berücksichtigung des Grundwasserstandes HW1940. Die Berechnungen wurden mit der Verallgemeinerten Paretoverteilung, Parameterschätzung mittels L-Momenten und einer Peakanzahl entsprechend der 1-, 1,5- und 2-fachen Anzahl an Messjahren durchgeführt. Die Messreihen zeigen bis etwa Mitte der 1980er Jahre Schwankungen von unter 0,20 m auf. Anschließend steigen die statistisch ermittelten Grundwasserstände HW100 an. Die Ergebnisse ähneln somit denen der BM-Methode (siehe Abbildung 44). Die äquivalenten Diagramme für die weiteren sieben langjährigen Grundwassermessreihen sind in Anhang 7 dargestellt.



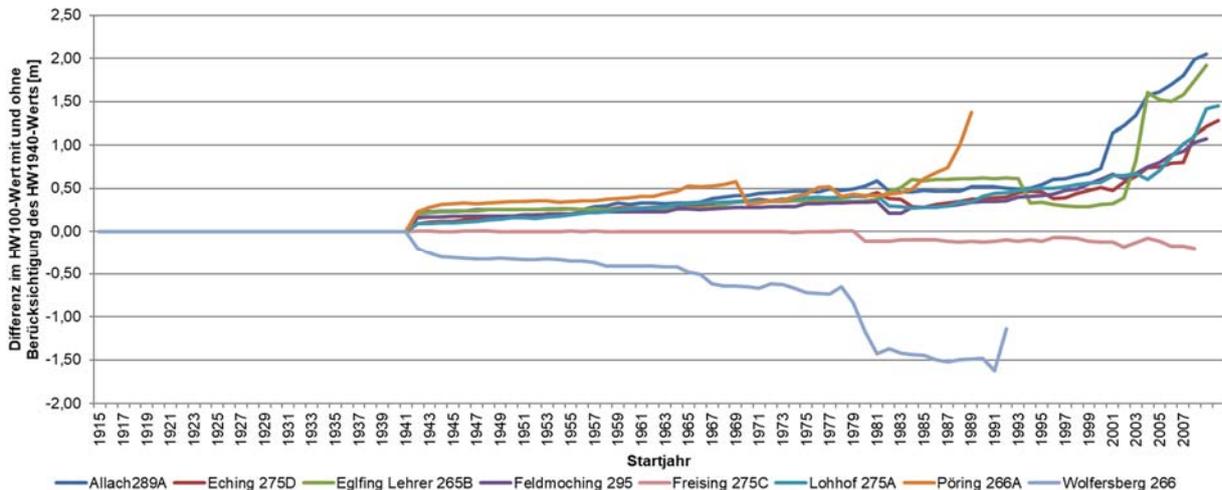
**Abbildung 51:** Auswirkung der Messreihenlänge unter Berücksichtigung des Grundwasserstandes HW1940 auf den Grundwasserstand HW100 ohne Konfidenzintervall für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295

In Abbildung 52 sind die Abweichungen der statistisch ermittelten HW100-Werte mit verkürzter Messreihe zum HW100-Wert der gesamten Messreihe dargestellt. Der HW1940-Wert wurde jeweils bei der Auswertung berücksichtigt. Die HW100-Werte mit Messreihenstart nach 1940 weisen zumeist Abweichungen zu den Werten der Gesamtmessreihen bis etwa 0,5 m auf, bei den Messreihen Pöring 266A, Eching 275D und Lohhof 275A sind auch höhere Abweichungen zu beobachten. Allerdings weisen insbesondere die Messreihen Eching 275D und Lohhof 275A einen abnehmenden Trend der Grundwasserstände auf, womit die größeren Abweichungen erklärt werden können.



**Abbildung 52:** Differenz der HW100-Werte der verkürzten Messreihen zum HW100-Wert der gesamten Messreihe unter Berücksichtigung des Grundwasserstandes HW1940

Die Unterschiede in den Differenzen mit und ohne Berücksichtigung des Grundhochwasserereignisses HW1940 sind in Abhängigkeit vom Startjahr in Abbildung 53 dargestellt. Bis zum Jahr 1940 besteht logischerweise kein Unterschied in den HW100-Werten. Sechs der acht Messstellen zeigen höhere Grundwasserstände um die 0,2 m auf, wenn der HW1940-Wert berücksichtigt wird. Die Messstellen Freising 275C und Wolfersberg 266 weisen ein entgegengesetztes Verhalten auf, wobei bei ersterer Messstelle dies durch Maximalgrundwasserstände, die den HW1940-Wert übersteigen, erklärt werden kann.



**Abbildung 53:** Unterschiede in den HW100-Werten mit und ohne Berücksichtigung des HW1940-Ereignisses in Abhängigkeit vom Startjahr

Die Ergebnisse der Untersuchungen mit der POT-Methode unter Berücksichtigung des Grundwasserhochstands HW1940 decken sich mit den Ergebnissen mit der BM-Methode. Die Schwankungen der statistisch ermittelten HW100-Werte waren ebenfalls geringer. Hinsichtlich der Überlegungen zur Einbeziehung der HW1940-Werte in die Auswertungen sei auf Abschnitt 9.2.5.6 verwiesen, diese gelten analog.

Gleiches gilt für die zusätzliche Berücksichtigung des Grundwasserhochstandes aus dem Jahr 1979 bei der Auswertung. Bei der Mehrzahl der Messstellen sind nur geringfügige Abweichungen zu den Ergebnissen ohne das HW1979 festzustellen. Die Auswirkungen auf die Festlegung des HW100-Wertes durch die Zunahme des Grundwasserhochstandes des HW1979 wird deshalb insgesamt als gering bewertet. Die zugehörigen Diagramme mit der Entwicklung des HW100-Wertes mit variablem Startzeitpunkt (analog zu Abbildung 51) für die acht langjährigen Grundwassermessreihen sind in Anhang 8 dargestellt.

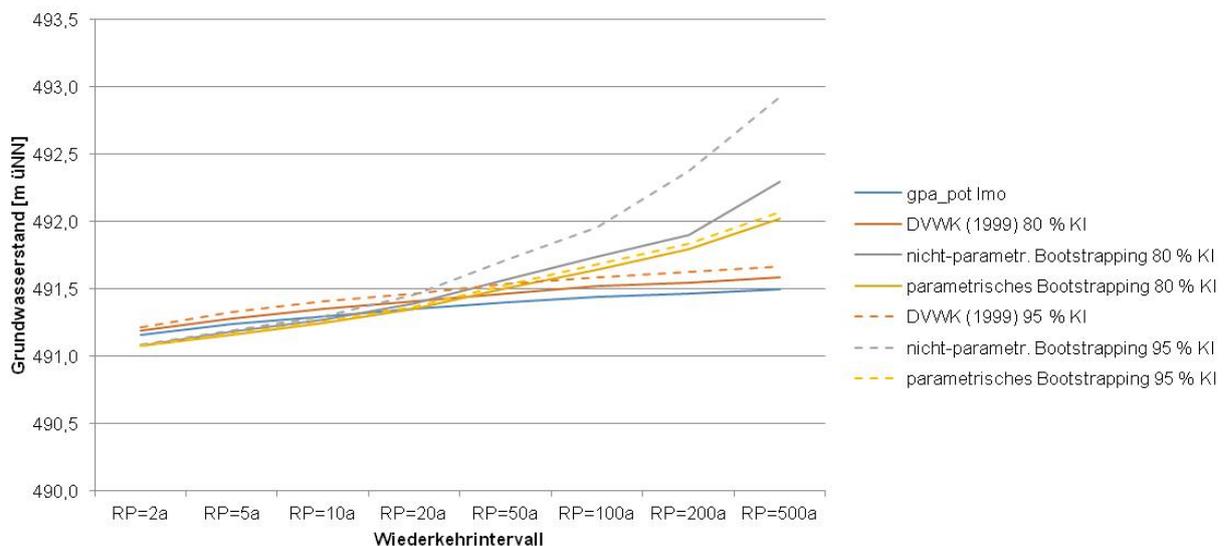
### 9.2.6.7 Vergleich der Parameterschätzmethoden

Die Parameter der Verallgemeinerten Extremwertverteilung wurden ebenfalls mit der Momentenmethode (MOM), wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten (PWM), L-Momenten (LMO), Maximum-Likelihood-Schätzung und der Maximum-Product-of-Spacing-Methode geschätzt.

Das verwendete Paket „Imomco“ (ASQUITH 2018) zeigte oftmals Schwierigkeiten bei der Schätzung der Parameter mittels MLE und MPS. Die auf Momenten basierenden Schätzmethoden zeigten bei niedrigen Jährlichkeiten zumeist nur sehr geringe Unterschiede auf. Bei höheren Jährlichkeiten lagen die Schätzwerte der MOM vereinzelt mehrere Dezimeter oberhalb der mit LMO und PWM erzielten Werte, zumeist lagen die Unterschiede jedoch innerhalb eines Bereichs bis 0,3 m.

### 9.2.6.8 Vergleich der Methoden zur Bestimmung der Konfidenzintervalle

Die Ermittlung der Konfidenzintervalle erfolgte erneut mittels des Verfahrens nach DVWK (1999) und nicht-parametrischem und parametrischem Bootstrapping. Im Gegensatz zu den Auswertungen bei der BM-Methode wiesen die Konfidenzintervalle für die mittels POT-Methode ermittelten HW100-Werte deutliche Unterschiede auf. Die mittels Bootstrapping ermittelten Konfidenzintervalle waren zumeist nicht vertrauenswürdig, da die HW100-Werte mit Konfidenzintervall bei niedrigen Jährlichkeiten oftmals unterhalb der HW100-Werte ohne Konfidenzintervall lagen und anschließend einen sehr steilen Anstieg aufwiesen. Zudem traten bei der Berechnung der Bootstrap-Konfidenzintervalle oftmals lange Rechenzeiten und Probleme auf, die zum Abbruch der Berechnung führten. Aufgrund dieser Erfahrungen wird die Anwendung des Verfahrens nach DVWK (1999) für die Berechnung der Konfidenzintervalle empfohlen.



**Abbildung 54:** Konfidenzintervalle für den Grundwasserstand HW100 der Grundwassermessstelle Feldmoching 295

### 9.2.7 Arbeitsschritt 8: Vergleich der Ergebnisse von BM und POT

Arbeitsschritt 8 umfasst den Vergleich der Ergebnisse der stationären statistischen Auswertungen mit der Block-Maxima- sowie der Peaks-over-threshold-Methode. Die mit den beiden Methoden erzielten Ergebnisse sollten theoretisch nur geringfügig voneinander abweichen. Bei deutlichen Differenzen zwischen den Ergebnissen müssen die Gründe für die Unterschiede genauer untersucht werden. Anhand der Ergebnisse muss zudem eine Verteilungsfunktion für die weiteren Untersuchungen gewählt werden. Alternativ kann die Auswertung auch mit mehreren Verteilungsfunktionen durchgeführt werden. Unabhängig von der gewählten Vorgehensweise muss abschließend jedoch entschieden werden, welchen ermittelten Grundwasserständen vertraut wird.

In Tabelle 9 sind die statistisch ermittelten Grundwasserstände HW100 für die acht untersuchten langjährigen Grundwassermessstellen zusammengefasst. Es wird zumeist der mittels L-Momente ermittelte Grundwasserstand für die jeweilige Verteilungsfunktion angegeben. Vereinzelt ergab die Schätzung mittels L-Momenten keine sinnvollen Ergebnisse. In diesen Fällen enthält die Tabelle einen mit einem anderen Schätzverfahren (PWM, MLE, MPS) ermittelten Wert.

**Tabelle 9:** Statistisch ermittelte Grundwasserstände HW100 für die acht untersuchten langjährigen Grundwasserstandsmessreihen

Grundwasser- messstelle	BM									POT
	NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO	GPA
Allach 289A	500,72	501,00	500,99	501,17	500,84	500,98	501,15	-	501,16	500,82
Eching 275D	465,42	465,66	465,63	465,91	465,58	465,64	465,61	465,59	465,82	466,11
Eglfing Lehrer 265B	527,95	528,10	528,00	528,96	527,97	528,10	-	-	528,40	528,14
Feldmoching 295	491,44	491,45	491,44	-	491,42	491,45	-	-	491,50	491,44
Freising 275C	444,06	444,19	444,17	444,36	444,08	444,18	444,19	444,11	444,28	444,10
Lohhof 275A	470,08	470,44	470,43	470,60	470,21	470,41	470,33	-	470,62	470,45
Pöring 266A	531,19	531,69	531,61	532,41	531,35	531,66	531,92	531,50	532,08	532,27
Wolfersberg 266	548,36	548,37	548,23	549,44	548,23	548,37	-	548,40	548,67	548,32

Die mittels der POT-Methode ermittelten Grundwasserstände HW100 liegen zumeist im Bereich der mittels der BM-Methode berechneten Wertebereiche (Tabelle 10). Die für die Grundwasser-messstelle Eching 275D und Pöring 266A mittels POT ermittelten Grundwasserstände HW100 liegen allerdings einige Dezimeter oberhalb, so dass in diesen Fällen Untersuchungen vorgenommen werden sollten, ob die abweichenden Werte bei der POT-Methode beispielsweise durch den gewählten Schwellenwert bedingt sind. Nach FÜRST ET AL. (2011:32f.) ergibt die Schätzung mit der POT-Methode tendenziell höhere Quantile als die BM-Methode. Hierzu kann anhand der Ergebnisse der durchgeführten Untersuchungen keine eindeutige Einschätzung getroffen werden.

Aufgrund des höheren Stichprobenumfangs bei der POT-Methode mit einer Peakanzahl entsprechend der doppelten Anzahl an Messjahren ergeben sich bei FÜRST ET AL. (2011:32f.) engere Konfidenzintervalle. Die eigenen Untersuchungen wurden mit einer Peakanzahl, die der 1,5-fachen Anzahl an Messjahren entspricht, durchgeführt. Deutliche Auswirkungen des in FÜRST ET AL. (2011) beschriebenen, nachvollziehbaren Aspekts lassen sich aus den Ergebnissen allerdings nicht feststellen. Möglicherweise liegt dies an der vergleichbar großen Messreihenlänge der ausgewerteten Grundwassermessstellen.

**Tabelle 10:** Statistisch ermittelte Grundwasserstände HW100 mit 95 %-Konfidenzintervall nach DVWK (1999) für die acht untersuchten langjährigen Grundwasserstandsmessreihen

Grundwasser- messstelle	BM									POT
	NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO	GPA
Allach 289A	500,99	501,32	501,31	501,52	501,13	501,30	501,50	-	501,51	501,11
Eching 275D	465,63	465,90	465,86	466,18	465,81	465,88	465,84	465,82	466,08	466,40
Eglfing Lehrer 265B	528,34	528,51	528,40	529,49	528,37	528,51	-	-	528,85	528,56
Feldmoching 295	491,59	491,60	491,59	-	491,56	491,60	-	-	491,67	491,59
Freising 275C	444,18	444,33	444,31	444,52	444,21	444,32	444,33	444,24	444,43	444,23
Lohhof 275A	470,32	470,72	470,71	470,90	470,46	470,69	470,60	-	470,92	470,73
Pöring 266A	531,83	532,41	532,31	533,25	532,01	532,37	532,68	532,19	532,86	533,08
Wolfersberg 266	548,90	548,91	548,75	550,17	548,75	548,91	-	548,95	549,26	548,85

Der Grundwasserstand HW100 ist für die Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes  $HW_{\text{End}}$  von großer Bedeutung und wurde deshalb bislang maßgeblich für die Bewertung der Verteilungsfunktionen herangezogen. Aus den bisher betrachteten Ergebnissen zeigten sich zumeist nur eher geringe Unterschiede zwischen den mit der Block-Maxima- und der Peaks-over-threshold-Methode erzielten Ergebnissen. Beim Vergleich der statistisch ermittelten Grundwasserstände für eine größere Bandbreite an Jährlichkeiten ergeben sich jedoch deutliche Unterschiede, wie aus Tabelle 11 ersichtlich ist. Die mittels POT-Methode ermittelten Grundwasserstände sind zumeist bei niedrigen Jährlichkeiten deutlich höher als die mittels der BM-Methode ermittelten Stände. Bei mittleren Jährlichkeiten liegen sie zumeist ebenfalls noch oberhalb der Werte der BM-Methode. Bei hohen Jährlichkeiten ändert sich die Reihenfolge und die BM-Methode weist höhere Werte aus. Eine gewisse Ausnahme hiervon stellt die Grundwassermessstelle Freising 275C dar, bei der das zuvor beschriebene Muster zwar ebenfalls vorliegt und die mittels BM berechneten Werte entsprechend auch stärker steigen als die mit POT ermittelten. Die Unterschiede zwischen den Werten sind jedoch im Vergleich zu den restlichen Messreihen deutlich geringer und liegen mit Ausnahme des HW500 unter 0,11 m. Eine mögliche Erklärung hierfür liegt in der zu den sonstigen Messreihen unterschiedlichen Grundwasserdynamik der Grundwassermessstelle Freising 275C, die aufgrund der Nähe zur Isar zumeist vergleichsweise konstante und bei Hochwasser schnell ansteigende und wieder absinkende Werte aufweist. Die vorliegenden Ergebnisse deuten darauf hin, dass die POT-Methode bei geringer Dynamik der Grundwasserstände nicht vertrauenswürdige Ergebnisse erzielt. Im Vergleich zu den mit der empirischen Verteilungsfunktion ermittelten Grundwasserständen bei niedrigen und mittleren Jährlichkeiten, also in den Bereichen, in denen die empirische Verteilungsfunktion aufgrund der langen Messreihen realistische Grundwasserstände ausgibt, weisen die mittels Verallgemeinerter Paretoverteilung mit der POT-Methode berechneten Werte große Abweichungen auf, während die mittels Verallgemeinerter Extremwertverteilung mit der BM-Methode erzielten Ergebnisse gute Übereinstimmungen zeigen.

HAAF (2015:25f.) vergleicht die Shape-Parameter der GEV und der GPA und stellt fest, dass die Unterschiede gering ausfallen. Dies konnte bei den Untersuchungen mit den langjährigen Grundwassermessreihen bestätigt werden. Zumeist weist der Shapeparameter der GPA geringfügig höhere Werte auf als der der GEV. Bei den für gleiche Wiederkehrintervalle ermittelten Grundwasserständen liegen die Werte für die GPA nach HAAF (2015:26) geringfügig oberhalb derer der GEV. Bei den acht langjährigen Messreihen lagen die mit GPA ermittelten Grundwasserstände bei niedrigen und mittleren Jährlichkeiten zumeist oberhalb derer der GEV. Bei sehr hohen Jährlichkeiten überstiegen die mittels GEV ermittelten Grundwasserstände jedoch dann die mit GPA berechneten Werte.

**Tabelle 11:** Vergleich der mittels empirischer Verteilungsfunktion, Block-Maxima-Methode (GEV mit LMO) und Peaks-over-threshold-Methode (GPA mit LMO) ermittelten Grundwasserstände für verschiedene Jährlichkeiten

Grundwassermessstelle		HW2	HW5	HW10	HW20	HW50	HW100	HW200	HW500
Allach 289A	eV	499,49	499,94	500,17	500,40	500,72	500,90	501,19	501,36
	GEV	499,51	499,96	500,24	500,48	500,78	500,99	501,19	501,43
	GPA	500,01	500,28	500,44	500,58	500,73	500,82	500,90	500,98
Eching 275D	eV	464,19	464,67	464,96	465,08	465,34	465,48	465,54	465,58
	GEV	464,17	464,64	464,92	465,16	465,44	465,63	465,80	466,01
	GPA	464,79	465,14	465,39	465,63	465,91	466,11	466,30	466,53
Eglfing Lehrer 265B	eV	525,44	526,28	526,81	527,26	527,62	527,95	528,27	528,46
	GEV	525,44	526,38	526,88	527,29	527,73	528,00	528,22	528,48
	GPA	526,36	527,01	527,38	527,67	527,97	528,14	528,27	528,41

Grundwassermessstelle		HW2	HW5	HW10	HW20	HW50	HW100	HW200	HW500
Feldmoching 295	eV	491,04	491,16	491,21	491,29	491,32	491,51	491,80	491,97
	GEV	491,04	491,19	491,27	491,33	491,40	491,44	491,47	491,51
	GPA	491,16	491,24	491,30	491,35	491,40	491,44	491,47	491,50
Freising 275C	eV	443,31	443,59	443,70	443,92	444,01	444,04	444,07	444,09
	GEV	443,30	443,59	443,75	443,89	444,06	444,17	444,27	444,38
	GPA	443,37	443,63	443,78	443,90	444,02	444,10	444,16	444,22
Lohhof 275A	eV	468,77	469,25	469,53	469,89	470,04	470,19	470,19	470,19
	GEV	468,72	469,23	469,54	469,83	470,18	470,43	470,67	470,96
	GPA	469,11	469,49	469,74	469,98	470,26	470,45	470,62	470,83
Pöring 266A	eV	528,03	529,30	529,84	530,42	530,86	531,13	531,29	531,38
	GEV	528,09	529,25	529,93	530,50	531,37	531,61	532,01	532,47
	GPA	529,25	530,26	530,87	531,38	531,94	532,27	532,55	532,86
Wolfersberg 266	eV	545,60	546,64	547,10	547,55	547,88	548,17	548,33	548,43
	GEV	545,70	546,69	547,20	547,59	547,99	548,23	548,43	548,64
	GPA	546,83	547,43	547,74	547,98	548,20	548,32	548,40	548,49

### 9.2.8 Arbeitsschritt 9: Instationäre Extremwertanalyse

Die instationäre Auswertung in Arbeitsschritt 9 basiert auf MUDERSBACH & BENDER (2017). Sie wird nur angewendet, wenn die auszuwertende Messreihe einen Trend aufweist und dieser als nicht zeitlich begrenzt, sondern sich in Zukunft fortsetzend bewertet wird. Der Ablauf der instationären Auswertung ist in Abbildung 55 dargestellt.

Bislang basiert die Auswertung auf der Block-Maxima-Methode, eine Anpassung an die Peaks-over-threshold-Methode ist jedoch grundsätzlich möglich. Die auszuführenden Schritte stimmen zunächst mit denen einer stationären Auswertung mit der Block-Maxima-Methode überein. Die in Abschnitt 9.2.5 aufgezeigten Empfehlungen für die Durchführung der Analyse sind somit ebenfalls zu beachten.

Entscheidend für die Anwendung der instationären Extremwertanalyse sind Annahmen zur weiteren Entwicklung des Trends. Bei nicht zutreffenden Annahmen hinsichtlich der Trendentwicklung kommt es zu einer Unter- oder Überschätzung der Bemessungsgrundwasserstände. Als Folge sind eine unwirtschaftliche Bemessung des Bauwerks (Überschätzung) oder Schäden am Bauwerk (Unterschätzung) zu befürchten. Zudem hat die Lebensdauer des Bauwerks einen maßgeblichen Einfluss auf den Bemessungsgrundwasserstand, da die Lebensdauer den Zeithorizont festlegt, bis zu welchem der Trend bei der Bemessung berücksichtigt wird.

MUDERSBACH & BENDER (2017) stellen ihr Verfahren an Pegeldata vor, die einen steigenden Trend aufweisen. Aufgrund der Auswirkungen des Klimawandels werden in Bayern jedoch tendenziell fallende Grundwasserstände vorhergesagt (KLIWA-AG GRUNDWASSER 2017:73). Das Verfahren ist jedoch auch unter diesen Voraussetzungen anwendbar.

Die vorzunehmenden Arbeitsschritte bei der instationären Analyse sind in Abbildung 55 dargestellt. Die ersten Schritte stimmen mit der stationären Auswertung überein (linke Seite in Abbildung 55). Es werden zunächst die Blockgröße und der Blockbeginn festgelegt, die jährlichen Maximalwerte ermittelt, die Unabhängigkeit der Maximalwerte überprüft und ggf. ein Zuschlag für nicht-tägliche Messungen addiert. Der maßgebliche Schritt besteht dann in der Festlegung des Trends, wobei bislang lediglich die Anpassung eines linearen Trends berücksichtigt wird. Aufgrund der fehlenden Stationarität muss im Folgenden die Verteilungsfunktion zeitabhängig definiert werden, was bei der GEV möglich ist:

$$F(x) = \exp \left[ - \left( 1 - \xi \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\xi}} \right]$$

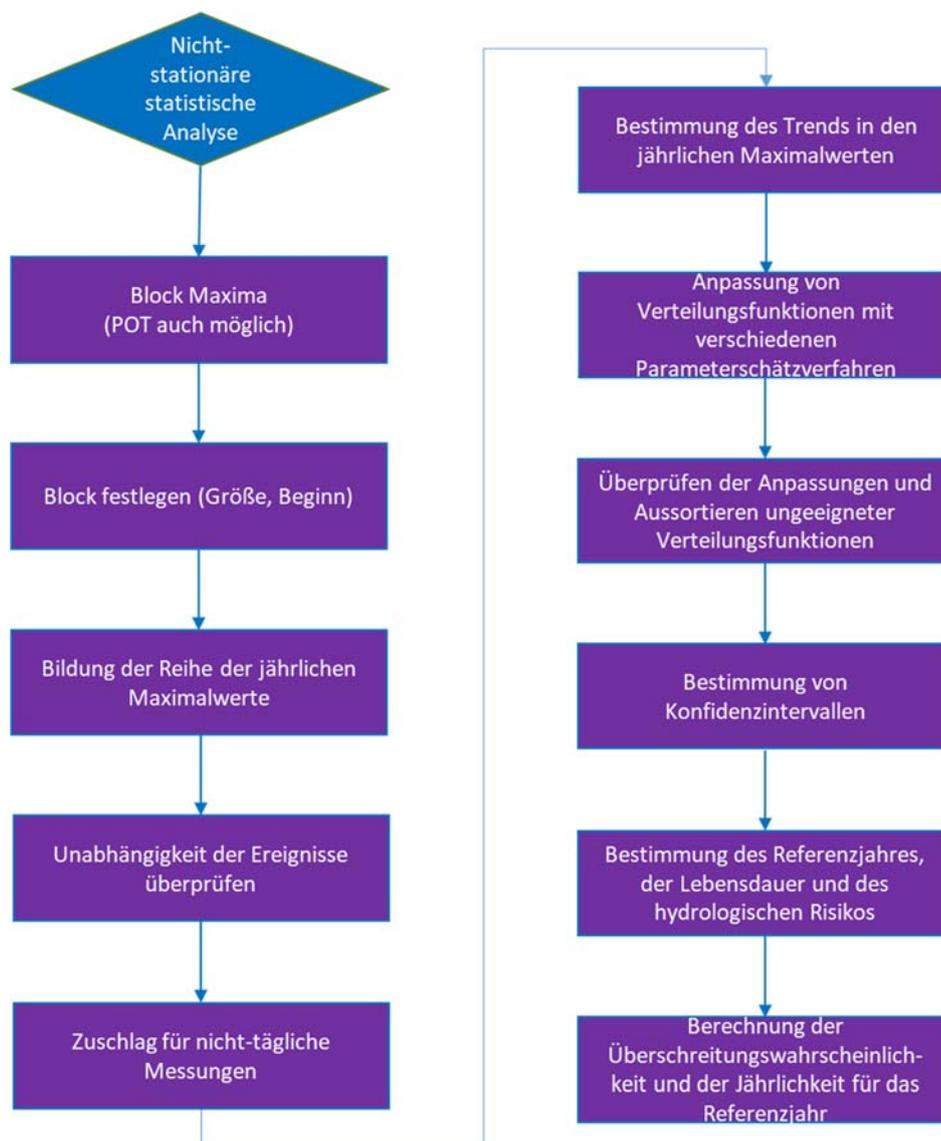
Stationäre GEV

$$F(x) = \exp \left[ - \left( 1 - \xi(t) \frac{x - \mu(t)}{\sigma(t)} \right)^{\frac{1}{\xi(t)}} \right]$$

Instationäre GEV

Alle Parameter der GEV können zeitabhängig definiert werden, allerdings wird bei dem vorgestellten Vorgehen nur der Ortsparameter  $\mu$  nicht-stationär definiert.

Neben der Festlegung des Trends besteht der zweite große Unterschied zur stationären Auswertung darin, dass ein Referenzjahr bestimmt und eine Lebensdauer des Bauwerks festgelegt werden muss. Als Referenzjahr dient i.d.R. das letzte Jahr, für welches Messergebnisse vorliegen. Die Lebens- oder Nutzungsdauer des Bauwerks muss in Abstimmung mit dem Bauherrn festgelegt werden. Zudem muss gemeinsam mit dem Bauherrn das hydrologische Risiko festgelegt werden, das nach MUDERSBACH & BENDER (2017:87) die Überschreitungswahrscheinlichkeit innerhalb der Nutzungsdauer des Bauwerks darstellt und somit der Jährlichkeit im stationären Fall entspricht. Aufbauend auf diesen Daten kann anschließend der Bemessungsgrundwasserstand im Referenzjahr berechnet werden.



**Abbildung 55:** Ablaufschema der instationären Extremwertanalyse

## 9.2.9 Arbeitsschritt 10: Berücksichtigung zusätzlicher Faktoren

### 9.2.9.1 Durchführung des Arbeitsschritts 10

Für die Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände können zusätzlich zu den Ergebnissen der statistischen Analyse weitere Kriterien hinzugezogen werden, wobei dies insbesondere auf den Bemessungsgrundwasserstand zur Bauzeit zutrifft. Bei Bauwerken, die etwa aufgrund ihres geringen Eigengewichts durch Aufschwimmen gefährdet sein können (siehe Abschnitt 2.1), kann es jedoch auch für die Nutzungsdauer des Bauwerks von Relevanz sein, den Bemessungsgrundwasserstand für den Endzustand anzupassen.

Die Wahl eines etwa 10-jährlichen Grundwasserhochstandes stellt in München den gängigen Fall für die Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes  $HW_{\text{Bau}}$  dar. Die zeitlichen und finanziellen Rahmenbedingungen eines Bauvorhabens können eine Anpassung der Bemessungsgrundwasserstände sinnvoll machen (Tabelle 12). Im Fall der Wahl eines geringeren  $HW_{\text{Bau}}$  darf dies jedoch nicht mit einer Erhöhung der Risiken für das Bauvorhaben und/oder die umgebende Bebauung sowie die am Bau beteiligten Personen und Dritte (Passanten, Anwohner, ...) verbunden sein.

**Tabelle 12:** Mögliche Faktoren für die Anpassung des Bemessungsgrundwasserstandes

Anpassung der Jährlichkeit des $HW_{\text{Bau}}$	Mögliche Faktoren
Wahl einer höheren Jährlichkeit (z.B. $HW_{20}$ )	<ul style="list-style-type: none"> <li>– Begrenzte zur Verfügung stehende Bauzeit</li> <li>– Hohe Kosten (Schadensersatzansprüche, ...) bei verlängerter Bauzeit</li> <li>– Hohe Kosten, zeitliche Folgen oder anderweitige Risiken bei Flutung der Baustelle</li> </ul>
Wahl einer niedrigeren Jährlichkeit (z.B. $HW_2$ )	<ul style="list-style-type: none"> <li>– Geringere Kosten für Wasserhaltung</li> <li>– Kurze Bauzeit (Abschnitt 9.2.9.2)</li> <li>– Geringes Gefahrenpotential bei hohen Grundwasserständen oder bei Flutung der Baugrube</li> <li>– Günstiger Ausführungszeitraum (Abschnitt 9.2.9.3)</li> </ul>

In Abschnitt 2.1 wurden die Auswirkungen von Grundwasser auf die Baugrube und das Bauwerk während der Bauzeit und während der Nutzungszeit des Bauwerks dargestellt. Die möglichen Gefährdungen beziehen sich auf zwei Aspekte, die aufeinander aufbauen. Die Wasserhaltung muss bei offenen oder geschlossenen Wasserhaltungen für den Bemessungsgrundwasserstand dimensioniert sein, bei einer wasserdichten Baugrube muss der Verbau bis zur Höhe des  $HW_{\text{Bau}}$  annähernd wasserundurchlässig ausgebildet sein. Höhere Grundwasserstände können dazu führen, dass die (Rest-)Wasserhaltung die anfallenden Wassermengen nicht mehr fassen kann. In der Folge kann es zu einem Anstieg des Grundwassers kommen, bei dem die Standsicherheit und Gebrauchstauglichkeit des geplanten Bauwerks sowie der umliegenden Bebauung durch Aufschwimmen oder einen hydraulischen Grundbruch gefährdet ist oder es zu einer Flutung der Baugrube kommt. Während der Bauzeit besteht aber gleichzeitig die Anforderung, die Baugrube und die Wasserhaltung wirtschaftlich zu planen. Hinsichtlich der Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes  $HW_{\text{Bau}}$  stellt sich somit unter Umständen die Frage, ob nicht im Zweifelsfall eine Überflutung der Baugrube und einhergehend eine längere Bauzeit in Kauf genommen werden kann, wenn hierdurch unwirtschaftliche Kosten für den Verbau oder zusätzliche Wasserhaltungsmaßnahmen vermieden werden können.

Die zu erwartenden Risiken müssen hinsichtlich ihrer Eintrittswahrscheinlichkeit und ihrer zeitlichen und finanziellen Auswirkungen bewertet werden (GIRMSCHIED & MOTZKO 2007:294f.). Für den Fall der Bemessungsgrundwasserstände bedeutet dies, dass verschiedene Möglichkeiten der Herstellung der Baugrube sowie der Wasserhaltung und die dabei möglichen Gefährdungsbilder untersucht werden müssen. Anschließend wird, auch in Abhängigkeit von der Risikobereitschaft des Bauherrn, eine Bauweise und die entsprechende Form der Wasserhaltung gewählt, die wiederum auf den festgelegten Bemessungsgrundwasserstand auszulegen ist.

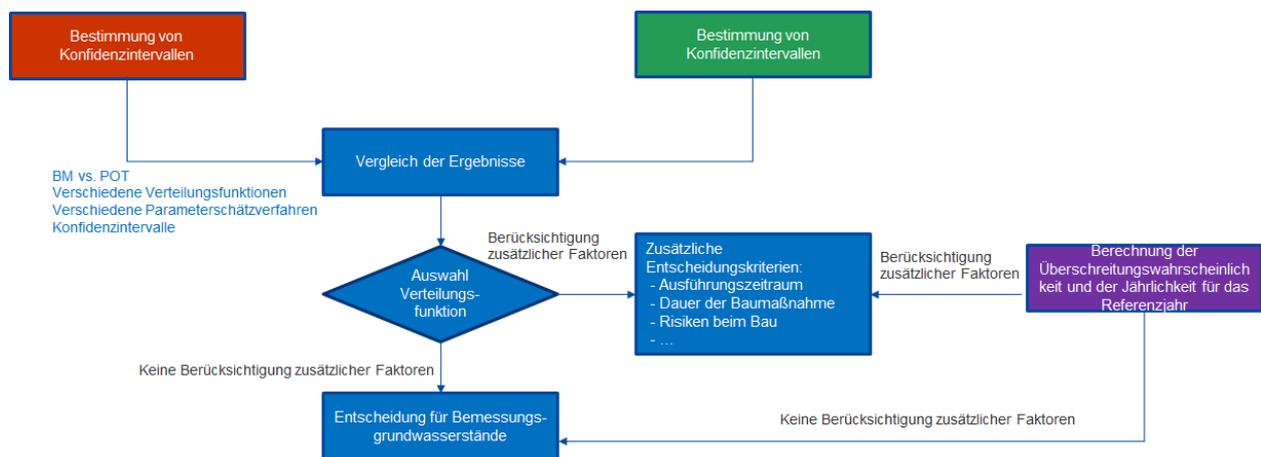


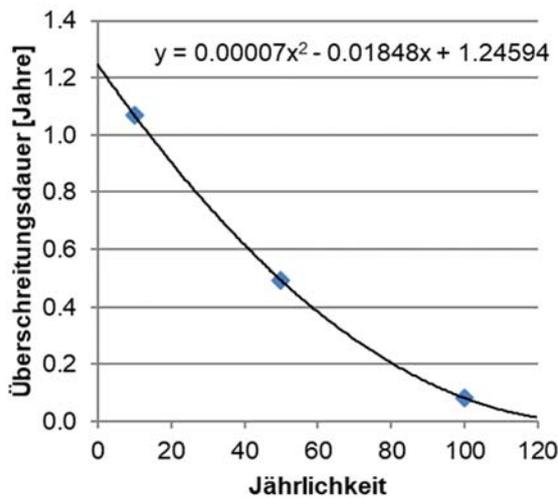
Abbildung 56: Workflow der Arbeitsschritte 8, 10 und 11

### 9.2.9.2 Bauzeit

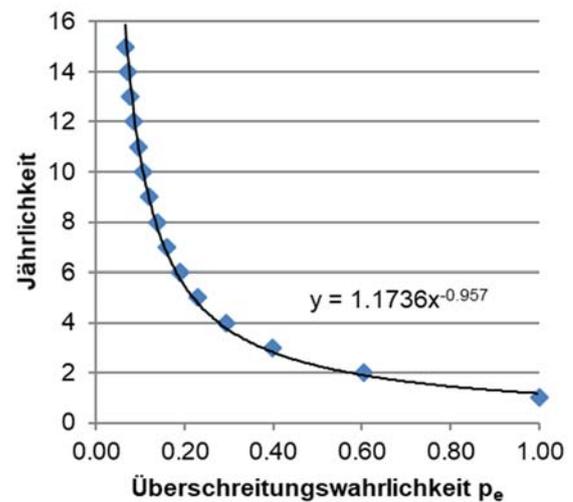
Mit der Binomialverteilung kann untersucht werden, mit welcher Wahrscheinlichkeit  $p_k$  ein Ereignis  $x$  mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $p_e$  innerhalb einer Zeitspanne  $n$  genau  $k$ -mal eintritt (MUDERSBACH & BENDER 2017). Nach Auswertungen von BRUNS & TRETENBACH (2003:6) können 100-jährliche Grundwasserhochstände für eine Dauer von bis zu 30 Tagen erreicht werden, 50-jährliche Ereignisse für bis zu 180 Tage und 10-jährliche Ereignisse für bis zu 390 Tage.

Bei Baugruben mit kurzen Bauzeiten von maximal drei Monaten führt das bislang übliche Vorgehen, etwa 10-jährliche Grundwasserstände als bauzeitliche Bemessungsgrundwasserstände anzusetzen, unter Umständen zu unwirtschaftlichen Planungen der Wasserhaltung. Für eine vergleichsweise einfache Auswertung zur Anpassung der Bemessungsgrundwasserstände für derartige Baugruben wurde von den Zeitspannen nach BRUNS & TRETENBACH bei den entsprechenden Jährlichkeiten ausgegangen. Zudem wurde angenommen, dass die Überschreitungswahrscheinlichkeit  $p_e$  durch das Verhältnis der Dauer des Ereignisses und der Jährlichkeit (z.B.  $390 \text{ d}/3650 \text{ d} = 0,107$ ) mit ausreichender Genauigkeit angenähert wird. Da es sich nach BRUNS & TRETENBACH um Maximalangaben handeln soll, war in einem ersten Schritt davon auszugehen, dass die im Folgenden abgeleiteten Zusammenhänge auf der sicheren Seite liegen. Dies muss allerdings nicht unbedingt der Fall sein, wie eigene Auswertungen noch zeigen werden.

Aus den oben genannten Angaben von BRUNS & TRETENBACH zur maximalen Dauer von Grundwasserhochwasserereignissen wurde zunächst eine Regression der maximalen Überschreitungsdauer nach der Jährlichkeit abgeleitet (Abbildung 57). Anschließend wurde für geringe Jährlichkeiten die Überschreitungswahrscheinlichkeiten  $p_e$  mittels dieser Regression abgeschätzt und deren Zusammenhang mittels einer weiteren Ausgleichskurve erfasst (Abbildung 58).

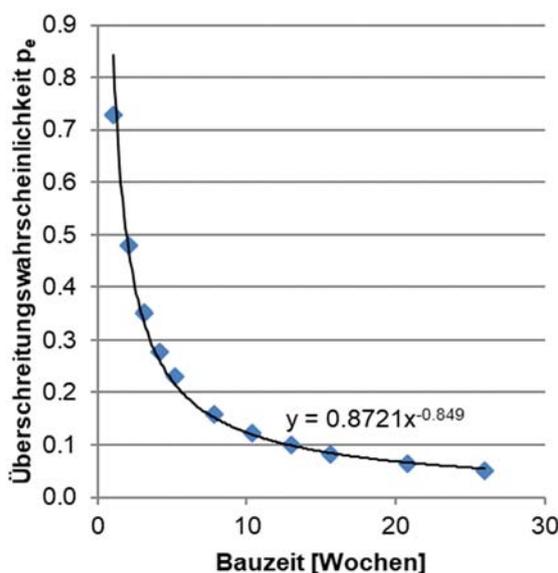


**Abbildung 57:** Zusammenhang zwischen Jährlichkeit und Überschreitungsdauer

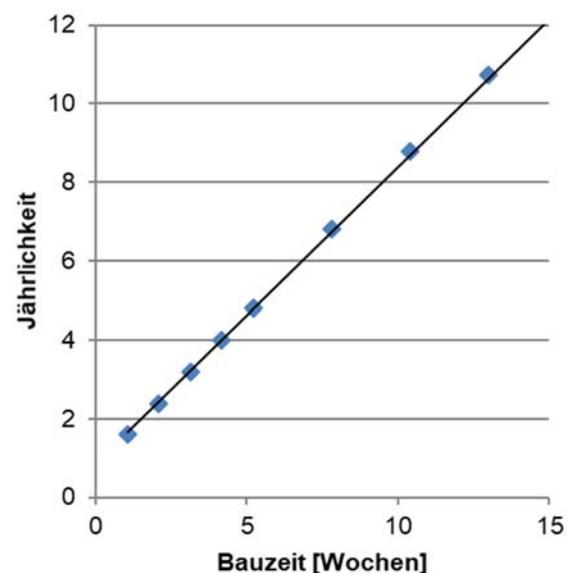


**Abbildung 58:** Zusammenhang zwischen Überschreitungswahrscheinlichkeit und Jährlichkeit

Anhand der Binomialverteilung wurde dann die Auftretenswahrscheinlichkeit, dass ein 10-jährliches Grundhochwasserereignis bei einer zwölfwöchigen Bauzeit mindestens einmal eintritt, mit ca.  $p_{k \geq 0} = 0,026$  ermittelt. Im nächsten Schritt wurden für Bauzeiten zwischen einer Woche und einem halben Jahr die Überschreitungswahrscheinlichkeiten  $p_e$  abgeleitet, bei denen die Auftretenswahrscheinlichkeit der oben ermittelten Auftretenswahrscheinlichkeit von  $p_{k \geq 0} = 0,026$  entspricht (Abbildung 59). Hieraus konnten dann wiederum die entsprechenden Wiederkehrintervalle für Grundhochwasserereignisse berechnet werden (Abbildung 60). Somit wurde ein Zusammenhang zwischen Bauzeit und Wiederkehrintervall abgeleitet. Auf Basis dieser Abhängigkeit kann nun für kurze Bauzeiten ein Grundwasserstand mit einer bestimmten Jährlichkeit als Bemessungsgrundwasserstand  $HW_{\text{Bau}}$  angegeben werden, dessen Auftretenswahrscheinlichkeit der eines 10-jährlichen Grundhochwasserereignisses bei einer zwölfwöchigen Bauzeit entspricht.

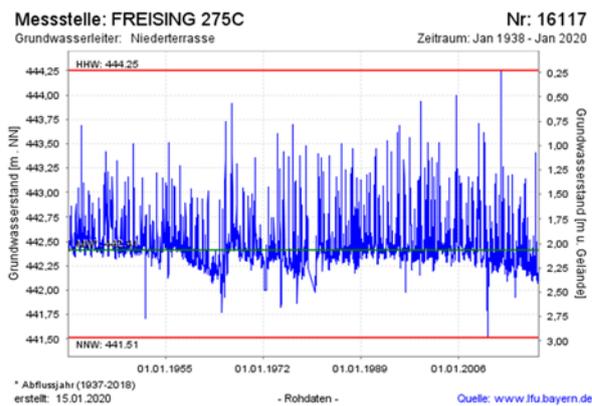


**Abbildung 59:** Überschreitungswahrscheinlichkeiten  $p_e$  für verschiedene Bauzeiten bei gegebener Auftretenswahrscheinlichkeit  $p_{k \geq 0} = 0,026$

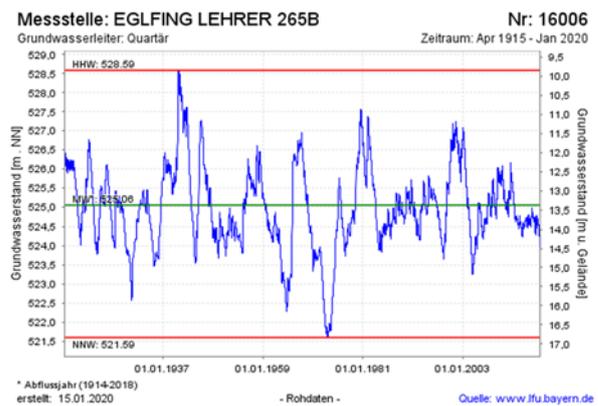


**Abbildung 60:** Jährlichkeit von Grundwasserständen bei kurzen Bauzeiten mit gleicher Auftretenswahrscheinlichkeit  $p_k$  wie ein 10-jährliches Ereignis bei einer dreimonatigen Bauzeit

Die Angaben von BRUNS & TRETENBACH (2003) hinsichtlich der maximalen Dauer von Grundwasserhochständen müssen kritisch betrachtet werden, da sie keinerlei Angaben zur Grundwasserdynamik enthalten. In Abbildung 61 ist die Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Freising 275C in den Jahren 1938 bis 2020 dargestellt, die sich nahe der Isar befindet. Die Messstelle zeigt häufige, schnelle, kurzfristige Anstiege der Grundwasserstände von einem vergleichsweise konstanten Niveau aus. Abbildung 62 hingegen zeigt die Ganglinie der Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B im Zeitraum vom 1915 bis 2020, die eine von der Grundwassermessstelle Freising 275C deutlich unterschiedliche Dynamik aufweist. Hier treten mehrjährige Schwankungen der Grundwasserstände mit großen Amplituden auf.



**Abbildung 61:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Freising 275C (Quelle: Gewässerkundlicher Dienst des Bayerischen Landesamtes für Umwelt)



**Abbildung 62:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B (Quelle: Gewässerkundlicher Dienst des Bayerischen Landesamtes für Umwelt)

In Tabelle 13 sind die für verschiedene Jährlichkeiten mittels GEV und Parameterschätzung mit L-Momenten ermittelten Grundwasserstände der Grundwassermessstellen Freising 275C und Eglfing Lehrer 265B mit der Anzahl der Ereignisse, bei denen die Grundwasserstände überschritten wurden, sowie den maximal beobachteten Überschreitungsdauern zusammengefasst.

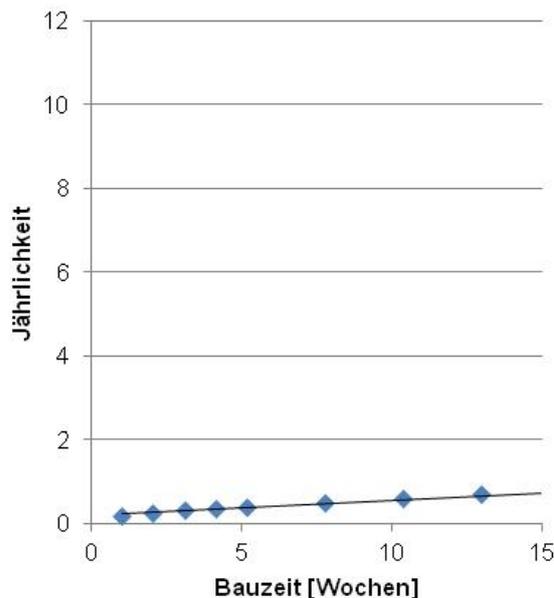
**Tabelle 13:** Für die Grundwassermessstellen Freising 275C und Eglfing Lehrer 265B mittels GEV und LMO ermittelte Grundwasserstände und maximal beobachtete Überschreitungsdauer

Grundwassermessstelle	HW2 [m üNN] Ereignisse Max. Dauer	HW5 [m üNN] Ereignisse Max. Dauer	HW10 [m üNN] Ereignisse Max. Dauer	HW20 [m üNN] Ereignisse Max. Dauer	HW50 [m üNN] Ereignisse Max. Dauer	HW100 [m üNN] Ereignisse Max. Dauer
Freising 275C	443,30 43 ca. 17 d	443,59 10 ca. 7 d	443,75 4 ca. 7 d	443,89 4 ca. 5-7 d	444,06 0 -	444,17 0 -
Eglfing Lehrer 265B	525,44 30 ca. 1487 d	526,38 14 ca. 917 d	526,88 11 ca. 644 d	527,29 7 ca. 371 d	527,73 1 ca. 301 d	528,00 2 ca. 98 d

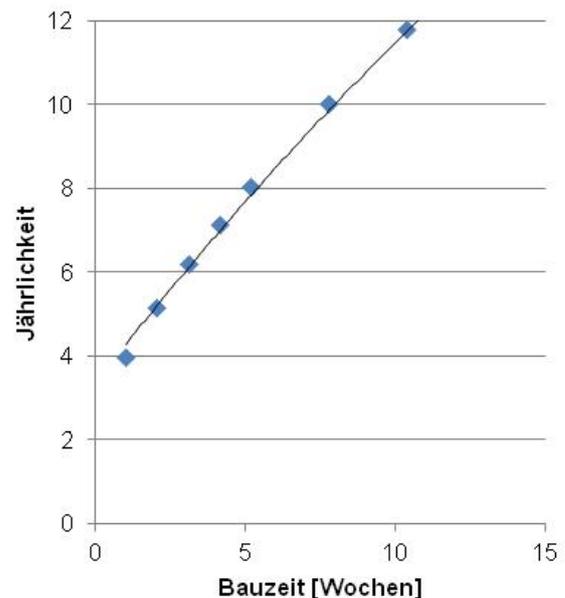
Hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit einer Überflutung der Baugrube ergeben sich aus der Charakteristik der Ganglinie unterschiedliche Folgerungen. Bei einer Dynamik ähnlich der der Grundwassermessstelle Freising 275C ist mit einer häufigeren Gefahr der Überflutung der Baugrube zu rechnen, die Dauer der Überschreitung ist jedoch kurz. Die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B weist hingegen lange Zeiträume auf, in denen keine Überschreitung vorliegt. Im Falle

des Eintritts einer Überschreitung ist jedoch mit einer langen Überflutungsdauer zu rechnen. In Anbetracht der trägen Grundwasserdynamik kann hier unter Umständen nach Analyse der Grundwassersituation ein angepasster Grundwasserstand  $HW_{\text{Bau}}$  gewählt werden, da schnelle Anstiege oder schnelles Fallen der Grundwasserstände annähernd ausgeschlossen werden kann.

Im Vergleich zur auf den Angaben von BRUNS & TRETENBACH beruhenden Auswertungen ergeben sich deutlich unterschiedliche Jährlichkeiten bei gleicher Auftretenswahrscheinlichkeit (Abbildung 63 und Abbildung 64).



**Abbildung 63:** Jährlichkeit von Grundwasserständen der Messstelle Freising 275C bei kurzen Bauzeiten mit gleicher Auftretenswahrscheinlichkeit  $p_k$  wie ein 10-jährliches Ereignis bei einer dreimonatigen Bauzeit



**Abbildung 64:** Jährlichkeit von Grundwasserständen der Messstelle Eglfing Lehrer 265B bei kurzen Bauzeiten mit gleicher Auftretenswahrscheinlichkeit  $p_k$  wie ein 10-jährliches Ereignis bei einer dreimonatigen Bauzeit

### 9.2.9.3 Ausführungszeitraum

Die niedrigsten Grundwasserstände werden in München tendenziell im Winter verzeichnet, die höchsten zumeist im Frühsommer. Die bekanntesten Grundwasserhochstände traten ebenfalls in diesem Zeitraum auf (siehe auch Tabelle 2). Folglich kann der Ausführungszeitraum bei der Wahl der Bemessungsgrundwasserstände eine Rolle spielen. Im Fall einer Berücksichtigung muss dann allerdings auch gewährleistet sein, dass die Arbeiten im zugrunde liegenden Ausführungszeitraum ausgeführt werden.

Zur Bewertung des Einflusses des Ausführungszeitraums wurde untersucht, wie die maximalen Grundwasserstände verteilt sind. Hierfür wurden die monatlichen Maximalwerte mehrerer Grundwasserstandsmessreihen ausgewertet und in sogenannten Violin-Plots (HINTZE & NELSON 1998) dargestellt, die Boxplots und Dichtefunktion miteinander verbinden. In Abbildung 65 sind die Violin-Plots der jährlichen Maximalgrundwasserstände in Abhängigkeit vom Monat für vier Grundwassermessstellen dargestellt.

Der Violin-Plot der Grundwassermessstelle Allach 289A zeigt deutlich, dass die maximalen Grundwasserstände in dieser Messstelle in den Monaten Juni bis September gemessen wurden. Insbesondere die in den Monaten November bis Januar gemessenen Maximalstände liegen deutlich

niedriger. Die Mittelwerte der monatlichen Grundwassermaximalstände sowie der untersuchten Quantile zeigen jedoch nur eine geringe Schwankungsbreite von schätzungsweise ca. 0,2 m.

Bei der Grundwassermessstelle Eching 275D ist die Schwankungsbreite der monatlichen Maximalwerte deutlich geringer als bei der Grundwassermessstelle Allach 289A. Mit Ausnahme des Juni-Wertes weisen alle Maximalwerte Unterschiede von schätzungsweise maximal ca. 0,3 m auf. Bei den Quantilen und beim Mittelwert zeigt sich hingegen eine deutlichere Ausprägung eines saisonalen Musters mit niedrigen Maximalwerten von November bis Januar und höheren Werten in den Sommermonaten Juni bis August.

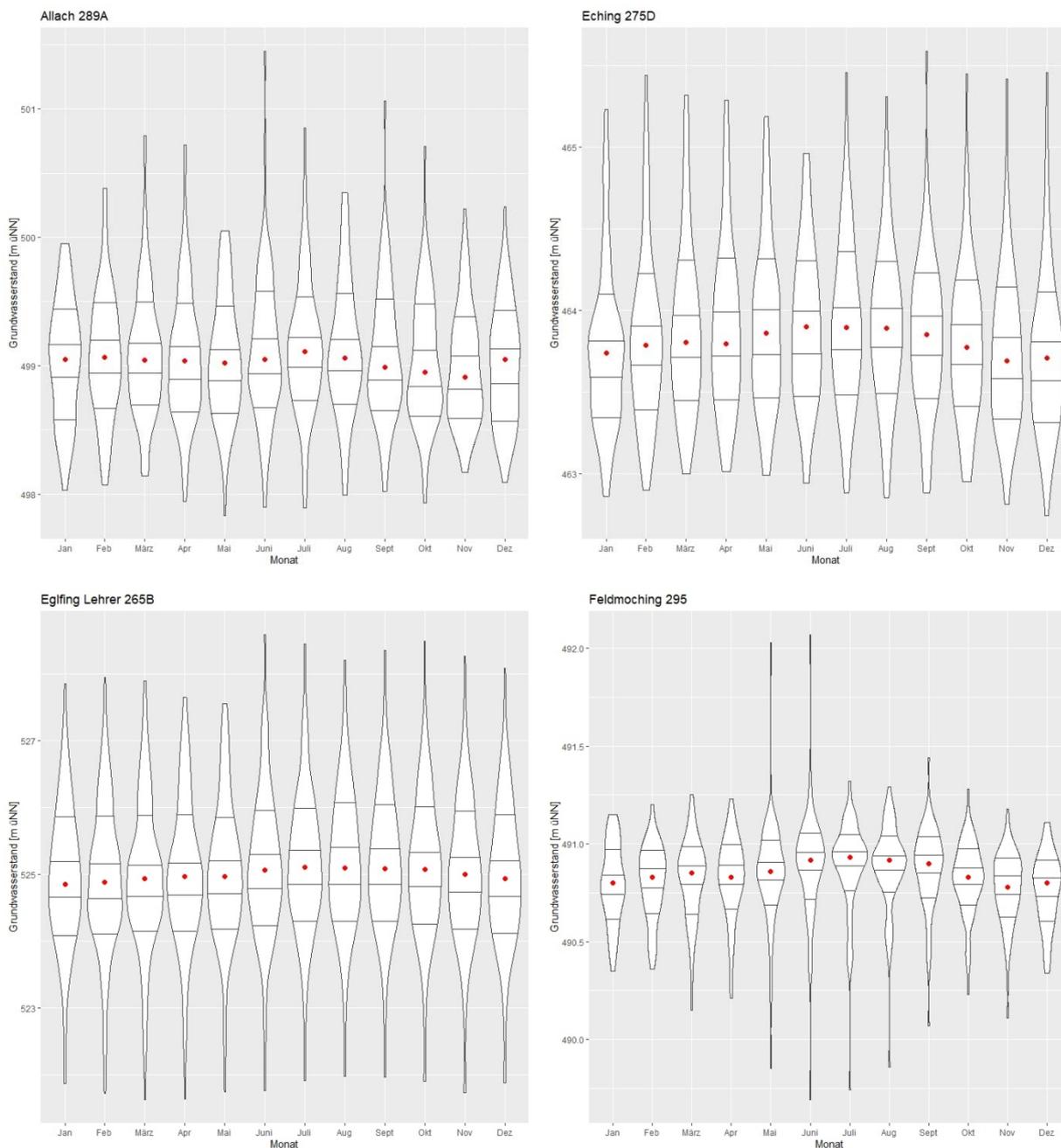
Die maximalen Grundwasserstände der Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B treten v.a. in den Monaten Juni bis Oktober auf, von Dezember bis Mai liegen die maximalen Stände teilweise deutlich niedriger. Im Jahresverlauf zeigt sich anhand der Quantile und der Mittelwerte ein erkennbares, aber nicht stark ausgeprägtes Verhalten mit etwas höheren Ständen im Zeitraum Juni bis Oktober und niedrigeren Ständen von Dezember bis Mai.

Der Violin-Plot der Grundwassermessstelle Feldmoching 295 weist im Mai und Juni die mit Abstand höchsten Maximalwerte aus. Die niedrigsten Maximalwerte sind für November bis Februar zu verzeichnen. Anhand der Quantile und Mittelwerte zeigt sich auch ein ausgeprägtes saisonales Verhalten der jährlichen Monatsmaxima. Die monatlichen Maximalgrundwasserstände sind demnach von Juni bis August am höchsten und v.a. in Dezember und Januar am niedrigsten.

Die Ergebnisse der Auswertungen der monatlichen Maximalgrundwasserstände der vier Grundwassermessstellen mit den Violin-Plots zeigen ein mehr oder weniger stark ausgeprägtes saisonales Verhaltensmuster, das die Berücksichtigung des Ausführungszeitraums bei der Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes  $HW_{\text{Bau}}$  sinnvoll machen kann.

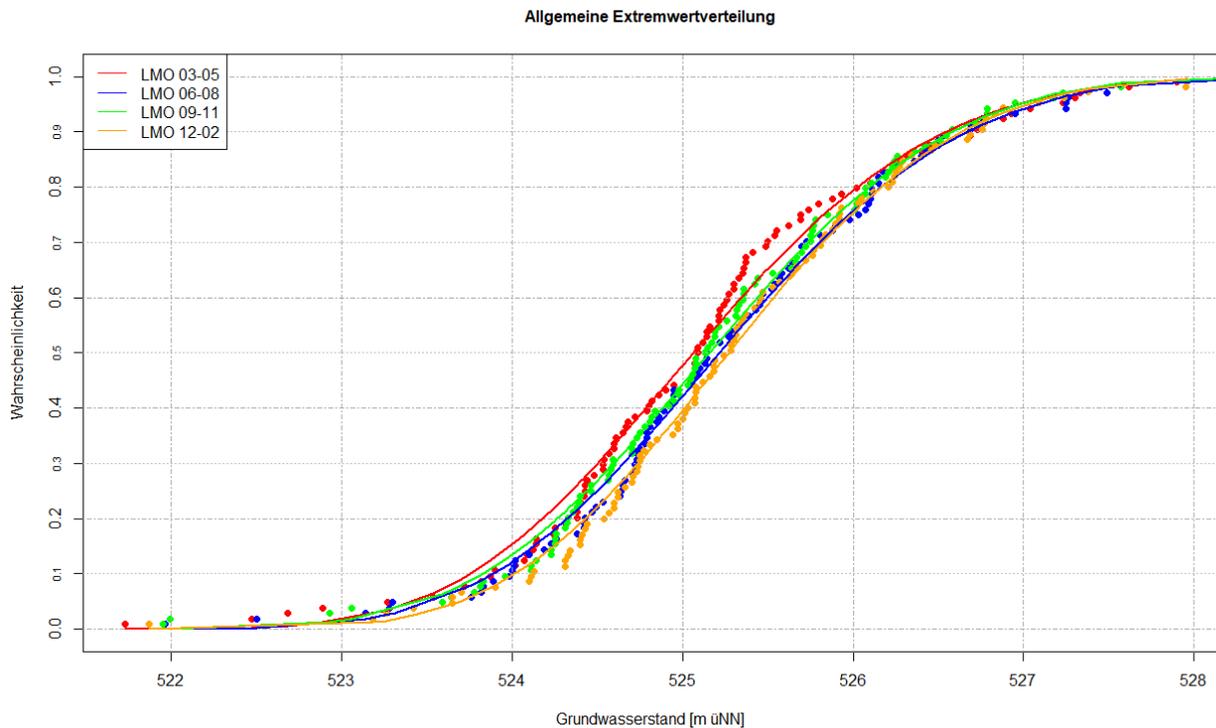
Für die Grundwassermessstelle Allach 289A wurde exemplarisch untersucht, inwieweit der Ausführungszeitraum einen Einfluss auf die Bemessungsgrundwasserstände hat. Für diesen Fall wurde eine dreimonatige Baustelle angenommen. Als Ausführungszeiträume wurden die Monate März bis Mai, Juni bis August, September bis November und Dezember bis Februar angesetzt. Zur Bestimmung eines Bemessungsgrundwasserstandes  $HW_{\text{Bau}}$  wurden jeweils nur die Grundwasserstände aus den vier Zeiträumen herangezogen und mittels der Block-Maxima-Methode mit der Allgemeinen Extremwertverteilung und Parameterschätzung durch L-Momente geschätzt.

Eine Berücksichtigung instationären Verhaltens wurde in dem Fall nicht berücksichtigt, da sich diese auf alle vier untersuchte Zeiträume auswirkt. Ebenso wurde kein Ausgleich für nicht-tägliche Messungen vorgenommen.



**Abbildung 65:** Violin-Plots von vier ausgesuchten Grundwassermessstellen im Bereich der Münchner Schotterebene mit Darstellung der 20 %-, 40 %-, 60 %- und 80 %-Quantile (Querstriche), der Mittelwerte (rote Punkte) und der Minimal- und Maximalwerte (unteres und oberes Ende)

In Abbildung 66 sind die empirischen (Punkt) und angepassten theoretischen (Linien) Verteilungsfunktionen für die vier untersuchten Zeiträume dargestellt.



**Abbildung 66:** Mittels L-Momenten an die Grundwasserstände der Zeiträume März bis Mai (rot), Juni bis August (blau), September bis November (grün) und Dezember bis Februar (orange) der Grundwassermessstelle Allach 289A angepasste Verallgemeinerte Extremwertverteilungen.

Die sich anhand der Auswertungen für verschiedene Jährlichkeiten ergebenden Grundwasserstände sind in Tabelle 14 zusammengefasst. Für den üblicherweise in München angesetzten Grundwasserstand  $HW_{\text{Bau}}$  ergibt sich aus dem höchsten und dem niedrigsten Wert eine Differenz von annähernd 0,2 m. Insbesondere bei Absenkungen mit offener oder geschlossener Wasserhaltung in stark durchlässigen Aquiferen wie dem quartären Grundwasserleiter in München ist dies bereits eine Differenz, die einen signifikanten Einfluss auf die Gestaltung der Wasserhaltung haben kann.

**Tabelle 14:** Statistisch ermittelte Grundwasserstände verschiedener Jährlichkeiten für die ausgewerteten Zeiträume für die Grundwassermessstelle Allach 289A

Zeitraum	$HW_2$ [m üNN]	$HW_5$ [m üNN]	$HW_{10}$ [m üNN]	$HW_{20}$ [m üNN]
März bis Mai	499,15	499,61	499,87	500,10
Juni bis August	499,22	499,70	499,97	500,19
September bis November	499,08	499,54	499,82	500,08
Dezember bis Februar	499,26	499,63	499,81	499,95

#### 9.2.9.4 Zeitliche und finanzielle Einschränkungen und Spielräume

In Abschnitt 9.2.9.2 und 9.2.9.3 wurden einfache Verfahren vorgestellt, mit denen die Bauzeit und der Ausführungszeitraum bei der Festlegung des Bemessungsgrundwasserstands  $HW_{\text{Bau}}$  berücksichtigt werden können. Für die restlichen in Tabelle 12 dargelegten Faktoren ist eine derartige Gewichtung nicht ohne Weiteres möglich. Kostensteigerungen und -ersparnisse für eine Wasserhaltung, Schadensersatzansprüche bei nicht rechtzeitiger Fertigstellung der Baumaßnahme oder Kosten und Risiken einer Flutung der Baugrube müssen im Einzelfall betrachtet werden. Es muss

somit eine Abstimmung zwischen Bauherr, Planer und Gutachter erfolgen, inwieweit diese Faktoren bei der Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände zur Geltung kommen können.

### 9.2.10 Arbeitsschritt 11: Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände

Aufbauend auf den Ergebnissen der vorhergehenden Arbeitsschritte kann abschließend die Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände erfolgen. Für den stationären Fall wird empfohlen, zur Plausibilitätskontrolle die mittels Block-Maxima- und POT-Methode ermittelten Grundwasserstände den empirisch ermittelten Grundwasserständen gegenüberzustellen und auch einen Vergleich mit der HW1940-Karte vorzunehmen. Bei der BM sollte hierfür nochmals überprüft werden, welche Verteilungsfunktionen als geeignet angesehen werden und welche nicht. Aufbauend auf diesen Ergebnissen kann dann eine Empfehlung für die Bemessungsgrundwasserstände ausgesprochen werden. Insbesondere im Fall des  $HW_{\text{Bau}}$  sind ggf. zusätzlich die in Arbeitsschritt 10 dargestellten weiteren Faktoren zu berücksichtigen.

Bei instationärem Verhalten der Ganglinie wird für die Festlegung des  $HW_{\text{Bau}}$  empfohlen, keine instationäre Auswertung vorzunehmen, sondern die Analyse einer trendbereinigten Messreihe. Dies trifft für die Fälle zu, in denen der Baubeginn innerhalb weniger Jahre nach Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände erfolgen wird.

## 9.3 Anwendungsbeispiele

### 9.3.1 Einzelfall stationäre Ganglinie: Messreihe Eglfing-Lehrer 265 B

Die Grundwassermessstelle Eglfing-Lehrer 265B des Bayerischen Landesamts für Umwelt befindet sich im Osten von München und stellt die älteste Grundwassermessstelle Bayerns dar (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2015). Die Ganglinie der Grundwassermessstelle ist in Abbildung 28 dargestellt.

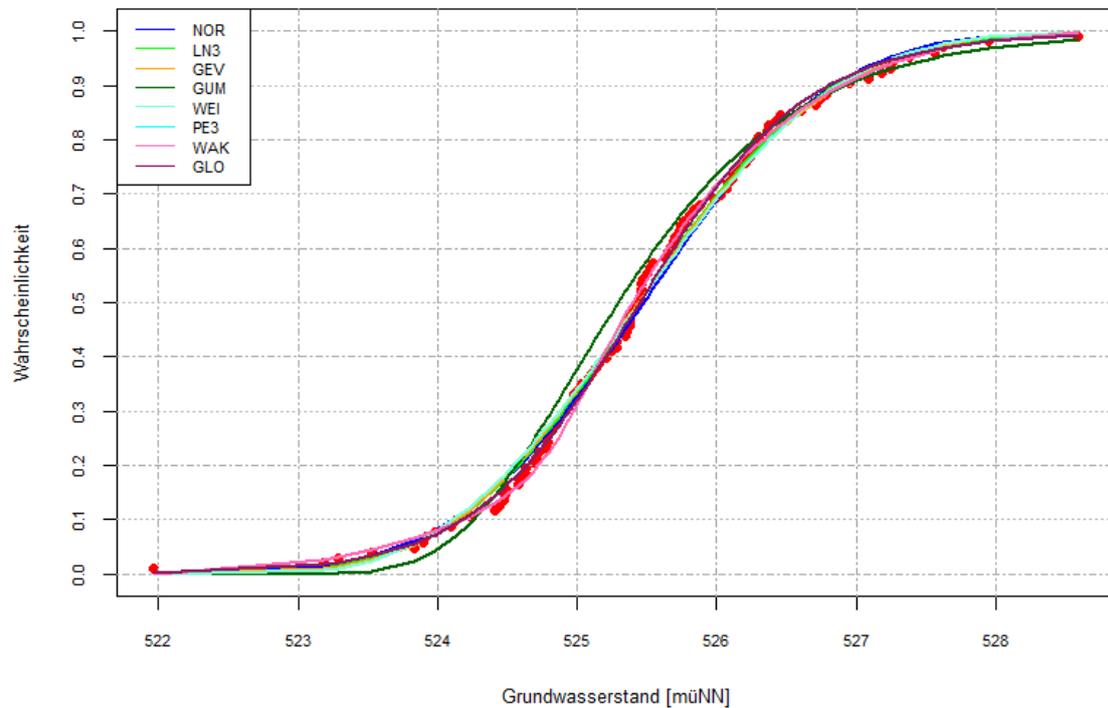
Die Messreihe umfasst wöchentliche Messungen im Zeitraum zwischen April 1915 und Oktober 1982 sowie tägliche Messungen ab Oktober 1982, wobei Messungen bis einschließlich 2017 ausgewertet wurden. Das Jahr 1915 wurde aufgrund der erst im April beginnenden Messungen von der Auswertung ausgeschlossen, da hierdurch, ab dem ersten Januar gerechnet, das maximale Messintervall von 45 Tagen überschritten wurde. Insgesamt ergeben sich so 102 Messjahre, die Anforderung an die Messreihenlänge ist somit erfüllt. Gemäß den Trendtests weist die Messreihe in diesem Zeitraum stationäres Verhalten auf.

Der Maximalwert des Jahres 2002 wurde aufgrund des weniger als 28 Tage betragenden Abstandes zum Maximalwert des Jahres 2003 zunächst abgelehnt und ein neuer Maximalwert bestimmt, bei dem das Unabhängigkeitskriterium erfüllt wurde.

Aus den täglichen Messwerten wurde ein Zuschlag  $x$  für nicht-tägliche Messungen ermittelt, der sich anhand der Gleichung  $x = 0,00113 m * d - 0,007 m$  mit dem Messabstand  $d$  in Tagen bestimmt. Aufgrund der geringen Grundwasserdynamik ergibt sich hieraus für den Zeitraum nicht-täglicher Messungen, in dem der Messabstand – wie bereits beschrieben – sieben Tage beträgt, ein Zuschlag von 0 cm, also kein Zuschlag.

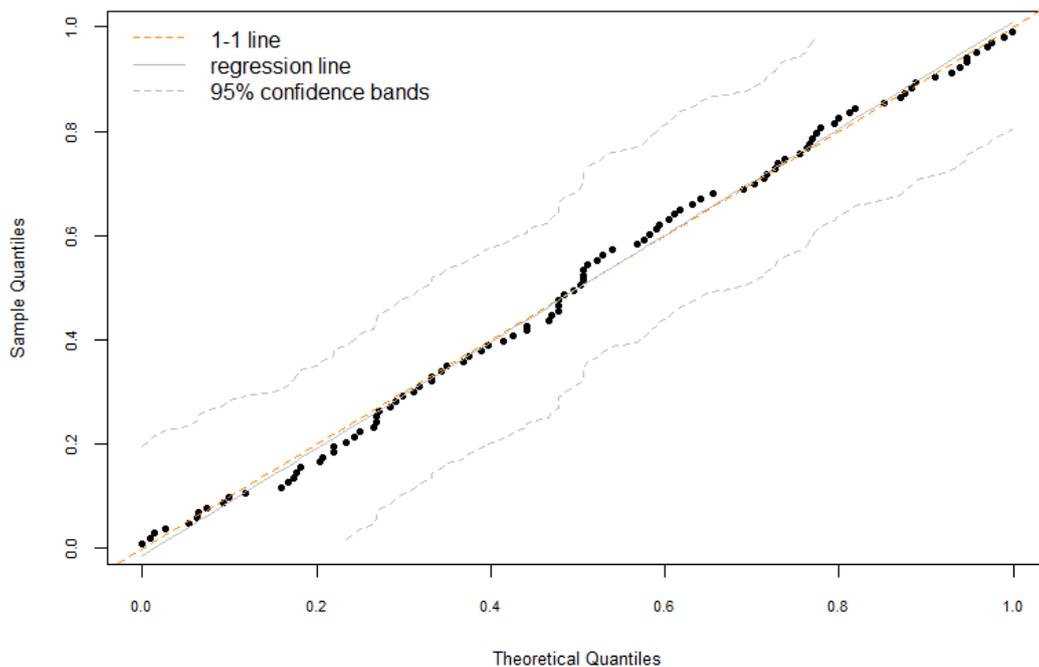
Die Ergebnisse der Anpassung der Verteilungsfunktionen an die Daten ist in Abbildung 67 dargestellt, wobei in der Abbildung nur mittels L-Momenten geschätzte Verteilungen dargestellt sind. Mit Ausnahme der Gumbelverteilung (dunkelgrüne Kurve) weisen die Verteilungen optisch nur geringe Unterschiede auf. Für die Kappaverteilung konnte keine Anpassung erzielt werden. Zudem ist ersichtlich, dass die einzelnen Kurven gut an die geplotteten jährlichen Maximalwerte

angepasst sind. Die Wakebyverteilung wurde trotzdem vom Anderson-Darling-Test abgewiesen. Aufgrund der guten Übereinstimmung wurde die Wakebyverteilung für die weiteren Auswertungen trotzdem berücksichtigt.



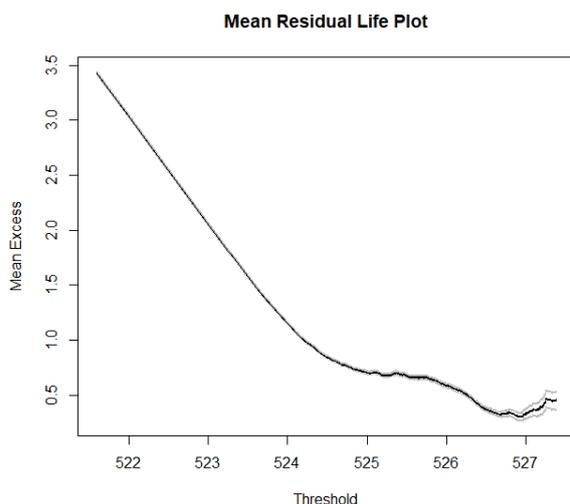
**Abbildung 67:** Mittels L-Momenten an die jährlichen Maximalwerte der Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B angepasste Verteilungsfunktionen

Aus den Quantil-Quantil-Plots ergibt sich ebenfalls die gute Anpassung an die Messwerte. Beispielhaft ist in Abbildung 68 der QQ-Plot für die Verallgemeinerte Extremwertverteilung mit Parameterschätzung mittels L-Momenten dargestellt. Die anhand der Messdaten berechneten Quantile liegen sowohl in der Mitte als auch am Rand nahe an der Winkelhalbierenden.

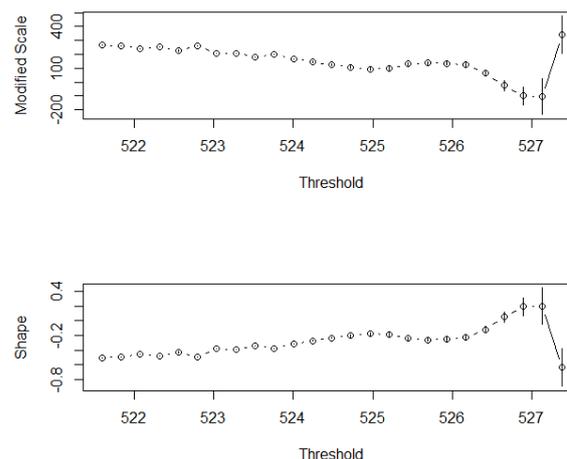


**Abbildung 68:** QQ-Plot für die Verallgemeinerte Extremwertverteilung mit Parameterschätzung mittels L-Momenten

Bei der Peaks-over-threshold-Methode wurde der Schwellenwert  $u$  nach einem Vergleich des Mean Residual Life Plots (Abbildung 69,  $u_1 = 526,70$  m), des Threshold Choice Plots (Abbildung 70,  $u_2 = 526,20$  m) sowie den Grundwasserständen bei einer Anzahl von Peaks gleich der 1-, 1,5- und 2-fachen Anzahl an Messjahren ( $u_{3a} = 525,64$  m bzw.  $u_{3b} = 525,24$  m bzw.  $u_{3c} = 524,97$  m) letztendlich mit  $u = 525,60$  m festgelegt. Die Bestimmung des Schwellenwerts  $u$  wird im Fall der Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B als vergleichsweise schwierig erachtet. Ein möglicher Grund ist die träge Grundwasserdynamik, die zu einer für die Messreihenlänge vergleichsweise geringen Anzahl an Peaks führt.

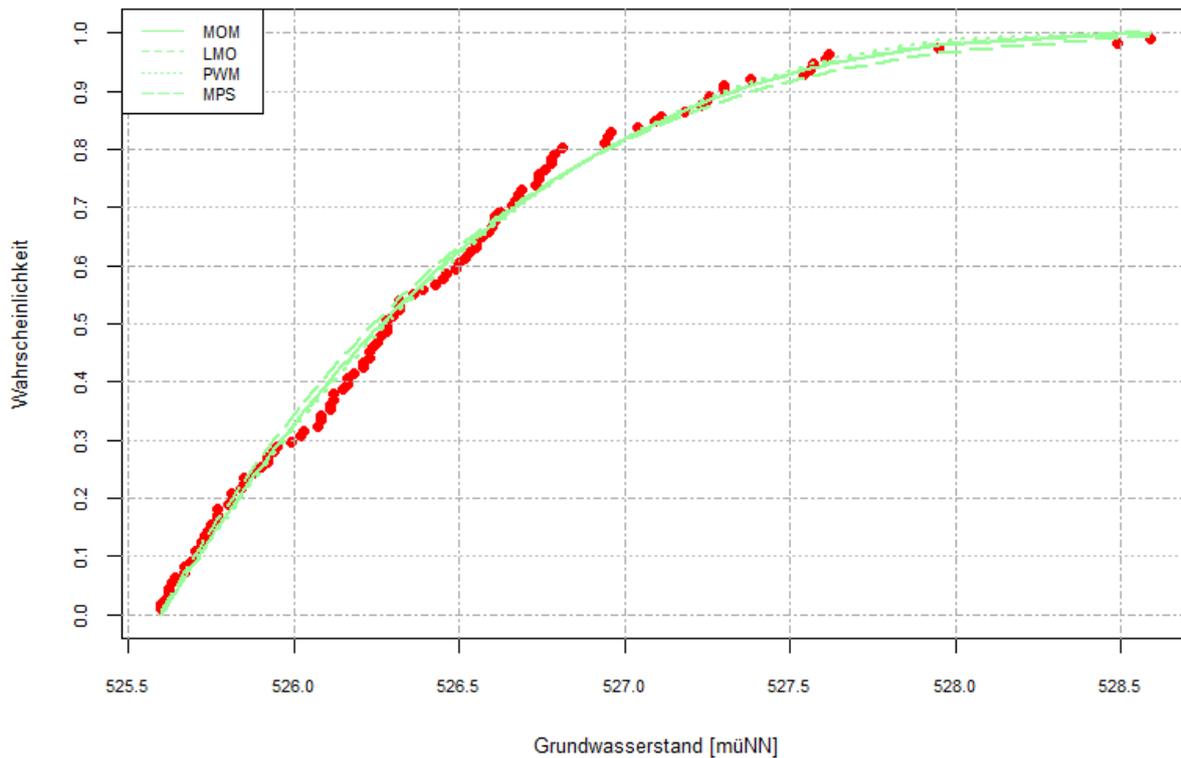


**Abbildung 69:** Mean residual life plot mit Darstellung der mittleren Überschreitung (mean excess [m]) über den Schwellenwert  $u$  [m] für die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B



**Abbildung 70:** Threshold Choice Plot für die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B. Skalen- (oben) und Formparameter (unten) zeigen nur ansatzweise konstante Werte.

Nach Festlegung des Schwellenwerts wurden alle Peaks oberhalb dieses Wertes ausgewählt, wobei ein Mindestabstand von 28 Tagen zwischen zwei aufeinanderfolgenden Peaks angesetzt wurde. An die Daten wurde dann eine Verallgemeinerte Paretoverteilung mit verschiedenen Parameterschätzmethoden angepasst (Abbildung 71). Die erzielten Anpassungen können als gut bewertet werden. Durch die Anpassungstests wurden die Anpassungen deshalb auch nicht abgewiesen, wobei auf die Anwendung des Anderson-Darling-Tests verzichtet wurde, da dieser in der angewendeten Form grundsätzlich bei der POT-Methode alle Anpassungen ablehnte. Die QQ-Plots zeigten ebenfalls eine gute Übereinstimmung der Stichproben- mit den theoretischen Quantilen.



**Abbildung 71:** An die Überschreitungsserie angepasste Verallgemeinerte Paretoverteilung

In Tabelle 15 sind die Ergebnisse der mit der Block-Maxima- und der Peaks-over-threshold-Methode erzielten Grundwasserstände ausgewählter Jährlichkeiten zusammengefasst. Es sind sowohl die Grundwasserstände ohne als auch mit 80 %- und 95 %-Konfidenzintervall aufgeführt. Die Tabelle enthält die Grundwasserstände, die mittels L-Momenten ermittelt wurden. Die Weibullverteilung bildet hierzu eine Ausnahme. Bei ihr sind die mittels MLE geschätzten Werte aufgeführt, da mit den L-Momenten keine Anpassung erzielt werden konnte. Die mit anderen Schätzverfahren ermittelten Grundwasserstände sind aus Gründen der Lesbarkeit hier nicht aufgeführt. Auffällig sind die bei niedrigen bis mittleren Jährlichkeiten sehr hohen Grundwasserstände bei der POT-Methode. Dies wurde auch bei anderen Auswertungen beobachtet. Bei hohen Jährlichkeiten zeigen die BM- und die POT-Methode ähnliche Grundwasserstände.

Im Vergleich der Verteilungsfunktionen der BM-Methode weisen die Verallgemeinerte logistische Verteilung und insbesondere die Gumbelverteilung bei mittleren und hohen Jährlichkeiten hohe bis sehr hohe Werte auf. Die restlichen Verteilungen zeigen nur vergleichsweise geringe Unterschiede. Im Fall des HW100 liegen die Lognormal-, die Verallgemeinerte Extremwert-, die Weibull-, die Pearson-III- und die Wakebyverteilung innerhalb eines Bereichs von ca. 0,3 m.

**Tabelle 15:** Ergebnisse der statistischen Auswertung für die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B (Parameterschätzung mittels L-Momente, bei Weibull MLE) ohne und mit Konfidenzintervallen nach DVWK (1999)

Grundwasserstand / KI		BM									POT
		NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO	GPA
HW2	ohne	525,48	525,45	525,44	525,30	525,51	525,45	-	525,40	525,45	526,36
	80 %	525,57	525,54	525,53	525,39	525,60	525,54	-	525,49	525,54	526,47
	95 %	525,66	525,63	525,62	528,48	525,69	525,63	-	525,58	525,63	526,58
HW5	ohne	526,37	526,36	526,38	526,28	526,43	526,36	-	526,33	526,30	527,01
	80 %	526,48	526,47	526,49	526,39	526,54	526,47	-	526,44	526,41	527,15
	95 %	526,59	526,58	526,60	526,49	526,65	526,58	-	526,55	526,51	527,29

Grundwasserstand / KI		BM									POT
		NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO	GPA
HW10	ohne	526,84	526,86	526,88	526,92	526,88	526,86	-	526,90	526,81	527,38
	80 %	526,97	527,00	527,02	527,06	527,02	527,00	-	527,04	526,94	527,55
	95 %	527,10	527,13	527,15	527,19	527,15	527,13	-	527,17	527,07	527,70
HW20	ohne	527,23	527,28	527,29	527,55	527,24	527,28	-	527,37	527,29	527,67
	80 %	527,39	527,44	527,45	527,73	527,40	527,44	-	527,53	527,45	527,85
	95 %	527,54	527,59	527,60	527,90	527,55	527,59	-	527,69	527,60	528,03
HW50	ohne	527,66	527,77	527,73	528,35	527,62	527,77	-	527,88	527,92	527,97
	80 %	527,84	527,96	527,92	528,58	527,80	527,96	-	528,08	528,12	528,17
	95 %	528,02	528,14	528,10	528,80	527,97	528,14	-	528,27	528,31	528,37
HW100	ohne	527,95	528,10	528,00	528,96	527,87	528,10	-	528,18	528,40	528,14
	80 %	528,15	528,31	528,20	529,23	528,07	528,31	-	528,40	528,63	528,35
	95 %	528,34	528,51	528,40	529,49	528,25	528,51	-	528,60	528,85	528,56
HW200	ohne	528,21	528,41	528,22	529,56	528,09	528,40	-	528,44	528,88	528,27
	80 %	528,43	528,64	528,44	529,87	528,30	528,63	-	528,67	529,14	528,49
	95 %	528,64	528,86	528,65	530,17	528,50	528,85	-	528,90	529,40	528,71
HW500	ohne	528,53	528,79	528,48	530,35	528,35	528,78	-	528,71	529,54	528,41
	80 %	528,77	529,05	528,72	530,71	528,58	529,04	-	528,96	529,85	528,64
	95 %	529,00	529,29	528,94	531,06	528,80	529,28	-	529,20	530,14	528,86

Zum Vergleich sind in Tabelle 16 die anhand der empirischen Überschreitungswahrscheinlichkeiten ermittelten Grundwasserstände für ausgewählte Jährlichkeiten zusammengestellt. Gute Übereinstimmung mit den empirischen Überschreitungswahrscheinlichkeiten konnten insbesondere bei der Verallgemeinerte Extremwert-, der Weibull- und der Normalverteilung festgestellt werden, daneben noch bei der Pearson-III- und der Wakebyverteilung.

**Tabelle 16:** Mittels der empirischen Verteilungsfunktion ermittelte Grundwasserstände für verschiedene Jährlichkeiten

Jährlichkeit	HW2	HW5	HW10	HW20	HW50	HW100	HW200	HW500
Grundwasserstand [m üNN]	525,44	526,28	526,81	527,26	527,62	527,95	528,27	528,46

Die POT-Methode zeigt bei den Auswertungen bei niedrigen Wiederkehrintervallen bis etwa 50 Jahren deutliche Abweichungen zu den Ergebnissen der BM-Methode und der empirischen Verteilungsfunktion. Die Ergebnisse der POT-Methode werden deshalb als unsicher gewertet und es wird in diesem Fall empfohlen, die Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände auf Grundlage der BM-Methode vorzunehmen.

### 9.3.2 Projektgebiet: Anbindung der Schleißheimer Straße an die Autobahn A99

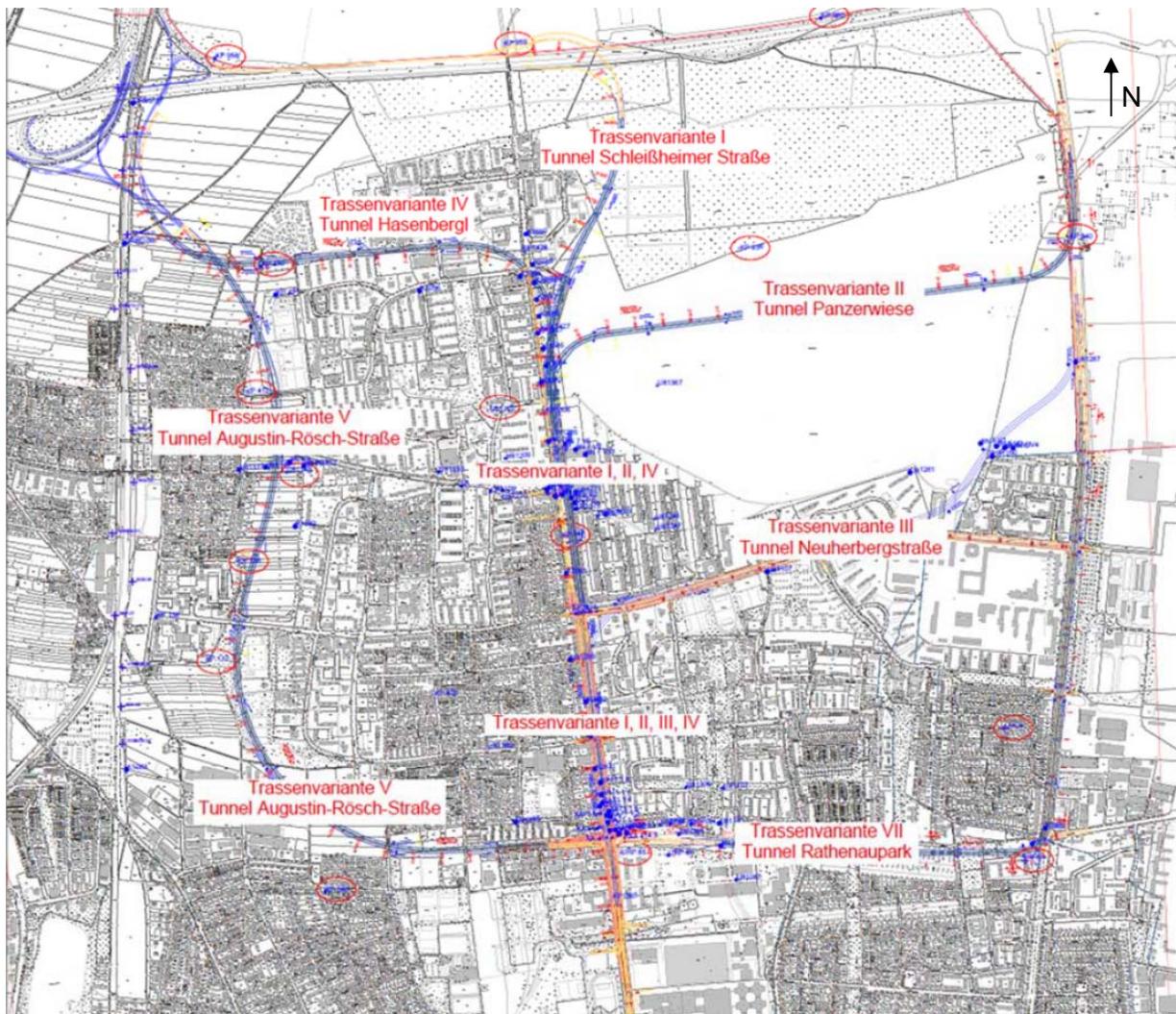
#### 9.3.2.1 Projektübersicht, geographischer und (hydro-)geologischer Überblick

Für die Planung des beabsichtigten Anschlusses der Schleißheimer Straße an die Bundesautobahn A99 im Münchner Norden wurden vom Zentrum Geotechnik der Technischen Universität München verschiedene Varianten (Abbildung 72) hinsichtlich der allgemeinen Baugrundsituation und der Grundwasserverhältnisse betrachtet. Die Untersuchungen umfassen neben der Erstellung eines Baugrundmodells auch Vorschläge für Bemessungsgrundwasserstände entlang der Trassen der einzelnen Varianten, die auf Grundlage der HW1940-Karte und statistischer Auswertungen ermittelt wurden.

Das Untersuchungsgebiet erstreckt sich im Süden von etwa 800 m nördlich des Frankfurter Rings bis zur BAB A99 im Norden und etwa von der S-Bahn-Linie S1 im Westen bis zur Ingolstädter Straße im Osten.

Unter Deckschichten und Auffüllungen stehen im Projektgebiet bis in Tiefen zwischen ca. 8 m und ca. 16 m quartäre Kiese an, in deren Liegendem wiederum sich tertiäre Böden befinden. Die geologischen Verhältnisse geben somit die für München und die Schotterebene typischen Verhältnisse wieder.

Der oberste, quartäre Grundwasserspiegel liegt im Projektgebiet zumeist mindestens ca. 5 m bis 6 m unter der Geländeoberkante. Teilweise ragen bei Mittel- und Niedrigwasserverhältnissen auch tertiäre Rücken über die Grundwasseroberfläche hinaus. Die großräumige Grundwasserfließrichtung weist bei einem Gefälle von etwa  $i \approx 4 \text{ ‰}$  in nordnordöstlicher Richtung.



**Abbildung 72:** Übersicht über die untersuchten Trassenvarianten für die Anbindung der Schleißheimer Straße an die Bundesautobahn A99. Breite des Ausschnitts ca. 4 km.

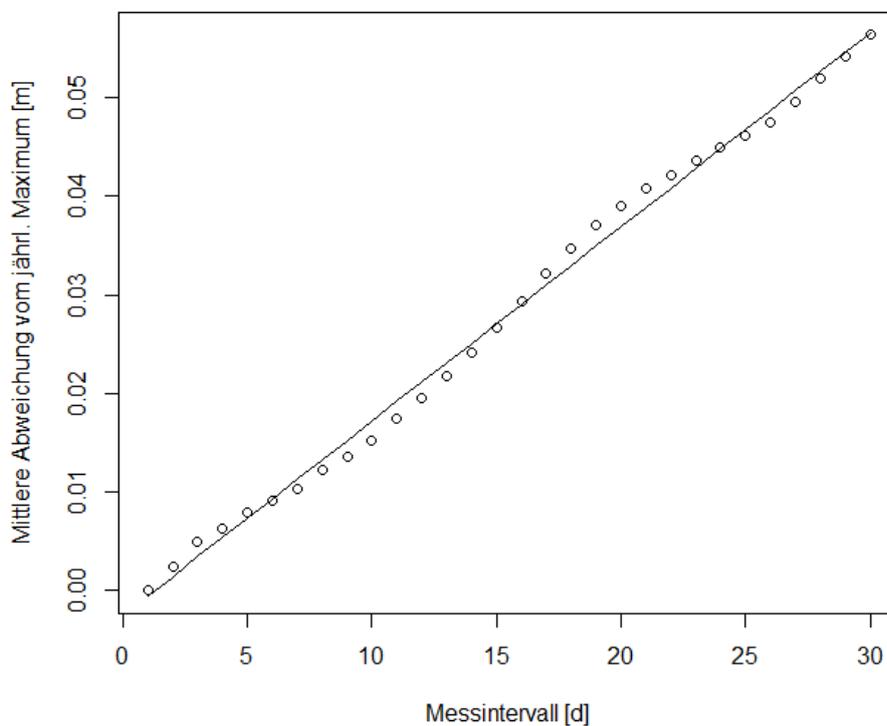
### 9.3.2.2 Vorgenommene Auswertungen

Die Aufgabenstellung für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen umfasste die Auswertung von 21 Grundwassermessreihen mit Längen zwischen 15 und 70 Jahren, wobei sich

zwei Messreihen als nicht auswertbar erwiesen haben. Entsprechend dem damaligen Bearbeitungsstand des neuen statistischen Auswerteverfahrens wurden die Messreihen nach der Block-Maxima-Methode untersucht.

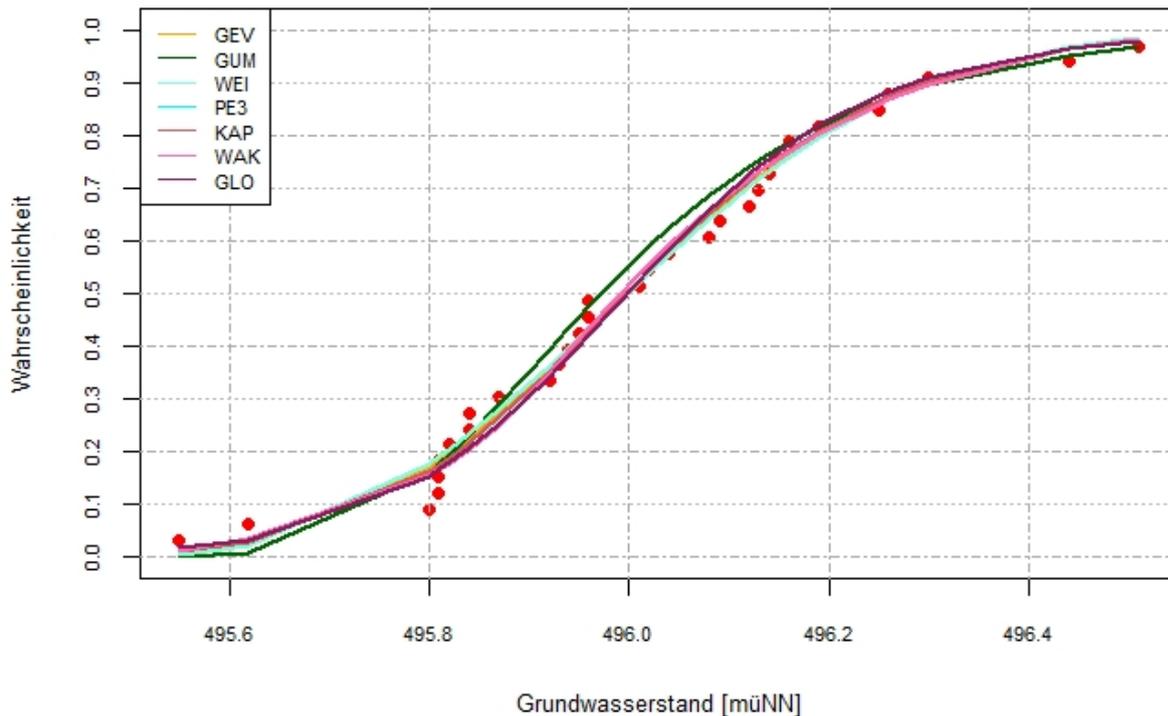
Bei den Messreihen wurde optisch und auf Grundlage der in Abschnitt 5.2 beschriebenen Trendtests kein signifikanter Trend festgestellt. Messjahre mit weniger als zwölf Messungen oder Messabständen von über 45 Tagen wurden von der Auswertung ausgeschlossen (siehe Abschnitt 9.2.5.1).

Für die Festlegung von Zuschlägen für nicht-tägliche Messungen standen zwei Messreihen zur Verfügung, die in Zeiträumen von sieben bis acht Jahren tägliche Messwerte umfassen. An beide Messreihen konnten Regressionsgeraden angepasst werden, wobei für die Festlegung des Zuschlags für alle weiteren Messreihen die Auswertung herangezogen wurde, die die höheren Korrekturwerte ergab (Abbildung 73).



**Abbildung 73:** Mittlere Abweichung zum tatsächlichen Jahreshöchstwert in Abhängigkeit vom Beobachtungszeitraster am Beispiel KP136

Bei der Anpassung unterschiedlicher Verteilungsfunktionen hat sich gezeigt, dass gute Übereinstimmungen zwischen den empirischen Verteilungsfunktionen und den angepassten Verteilungen mit der Verallgemeinerten Extremwert-, der Weibull-, der Pearson-III-, der Kappa-, der Wakeby- und der Verallgemeinerten logistischen Verteilung erzielt werden konnten. Die von VOGT ET AL. (2006) bevorzugte Gumbelverteilung zeigte sich nur sehr vereinzelt als geeignet. Die Anpassungen an die sehr kurzen Messreihen wurden kritisch geprüft und in zwei von drei Fällen als annehmbar gewertet, auch wenn die in Abschnitt 9.2.5.5 geforderte Mindestmessreihenlänge in diesen Fällen nicht erfüllt wurde.



**Abbildung 74:** Anpassung von Verteilungsfunktionen am Beispiel der Grundwassermessstelle KP 482

Zur Bestimmung von Konfidenzintervallen wurde das Vorgehen nach DVWK (1999) gewählt, wobei aufgrund des auf die teilweise geringe Anzahl an Messjahren zurückzuführenden Stichprobenumfangs  $n \leq 30$  nicht eine Normal-, sondern eine Student-t-Verteilung angewendet wurde. Der Vertrauensbereich wurde sowohl für den Bemessungsgrundwasserstand für die Bauzeit als auch für den Endzustand mit einseitig 95 % gewählt.

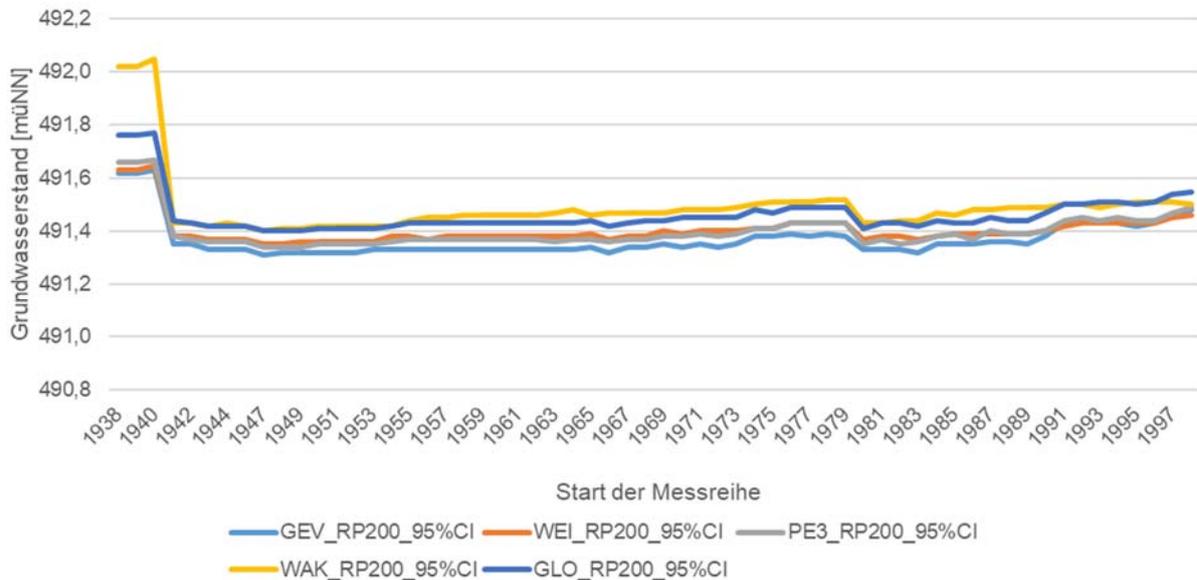
Die Festlegung der Bemessungsgrundwasserstände an den untersuchten Grundwassermessstellen erfolgte auf Basis aller als akzeptabel bewerteten Anpassungen. Für den Bemessungsgrundwasserstand  $HW_{\text{Bau}}$  wurde eine Mittelwertbildung aus allen Anpassungen vorgenommen, wobei sich die einzelnen Schätzungen nur um wenige Zentimeter voneinander unterschieden. Bei der Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes  $HW_{\text{End}}$  hingegen wurde ein konservativerer Ansatz gewählt und die höchste der als geeignet bewerteten Anpassungen herangezogen. Die Ergebnisse für  $HW_{10}$ ,  $HW_{100}$  und  $HW_{200}$  wurden im entsprechenden Bericht ohne und mit Konfidenzintervall mitgeteilt. Letztere wurden als  $HW_{10}^*$ ,  $HW_{100}^*$  und  $HW_{200}^*$  bezeichnet.

Zur Bewertung der Auswirkung des Grundwasserstands  $HW_{1940}$  wurde eine Auswertung der ca. 1,5 km entfernten Grundwassermessstelle Feldmoching 295 entsprechend Abschnitt 9.2.5.6 durchgeführt. Gemäß den Ergebnissen der Auswertung bewirkt das Fehlen des Maximalwertes von 1940 je nach angepasster Verteilungsfunktion einen ca. 0,25 m bis 0,65 m niedrigeren  $HW_{200}$ -Wert. Als weiteres Ergebnis der Auswertung ergab sich, dass das  $HW_{1940}$ -Ereignis vermutlich eine Auftretenswahrscheinlichkeit von etwa 200 Jahren im Projektgebiet aufweist.

### 9.3.2.3 Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen

Als Bemessungsgrundwasserstand wurde ein 200-jährliches Ereignis mit einem einseitigen 95 %-Konfidenzintervall vorgeschlagen. Basierend auf den Auswertungen zur Berücksichtigung des  $HW_{1940}$ -Ereignisses wurde ein Zuschlag von 0,35 m zu den ermittelten  $HW_{200}^*$ -Werten addiert, um das Fehlen des  $HW_{1940}$ -Wertes zu berücksichtigen. Der Betrag des Zuschlags von 0,35 m ergab sich hierbei aus der Auswertung der Grundwassermessstelle Feldmoching 295, die

sich ca. einen Kilometer westlich des Projektgebiets befindet. Im Rahmen der Auswertungen wurden die Messreihen jeweils um ein Jahr verkürzt (Vorgehen siehe Abschnitt 9.2.5.5), anschließend jeweils fünf verschiedene Verteilungen an die Daten angepasst und die HW200-Werte inklusive eines 95 %igen Konfidenzintervalls berechnet. Durch das Fehlen des HW1940-Wertes in der Auswertung verringerte sich der HW200-Wert im Mittel ungefähr um den genannten Betrag von 0,35 m (Abbildung 75).



**Abbildung 75:** Entwicklung des Grundwasserstandes HW200\* (HW200 inkl. Konfidenzintervall) für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295 in Abhängigkeit von unterschiedlichen Startjahren

Die Werte HW200\* + 0,35 m wurden anschließend mit der HW1940-Karte verglichen und Abweichungen zwischen -0,59 m (HW200\* + 0,35 m höher) und 0,69 m (HW1940 höher) festgestellt. Als mögliche Ursachen für die deutlichen und teilweise gegensätzlichen Abweichungen zwischen den Werten für HW200\* + 0,35 m und für das Ereignis HW1940 wurden folgende Faktoren identifiziert:

- Die Interpolation der HW1940-Karte beruht auf sehr wenigen Messwerten. Im Untersuchungsgebiet selbst liegt kein Messwert zum Grundwasserstand HW1940 vor. Die nächstgelegenen Messwerte stammen von Grundwassermessstellen, die Abstände zur jeweils nächstgelegenen Trassenvariante von ca. 600 m bis ca. 1300 m aufweisen. Dementsprechend hoch ist die Unsicherheit in der Interpolation.
- Die Anforderungen an die Messreihenlänge wurde in vielen Fällen gerade noch erfüllt, in vereinzelten Fällen nicht, weshalb die Unsicherheit der Ergebnisse tendenziell erhöht ist.
- Die meisten Grundwassermessreihen wurden oftmals nur zweiwöchig gemessen. Die Messintervalle sind somit vergleichsweise groß und entsprechend hoch ist die Wahrscheinlichkeit, dass die jährlichen Maximalstände nicht erfasst wurden. Durch das in Abschnitt 9.2.5.4 vorgeschlagene Verfahren wird dies nur zu einem gewissen Grad ausgeglichen.

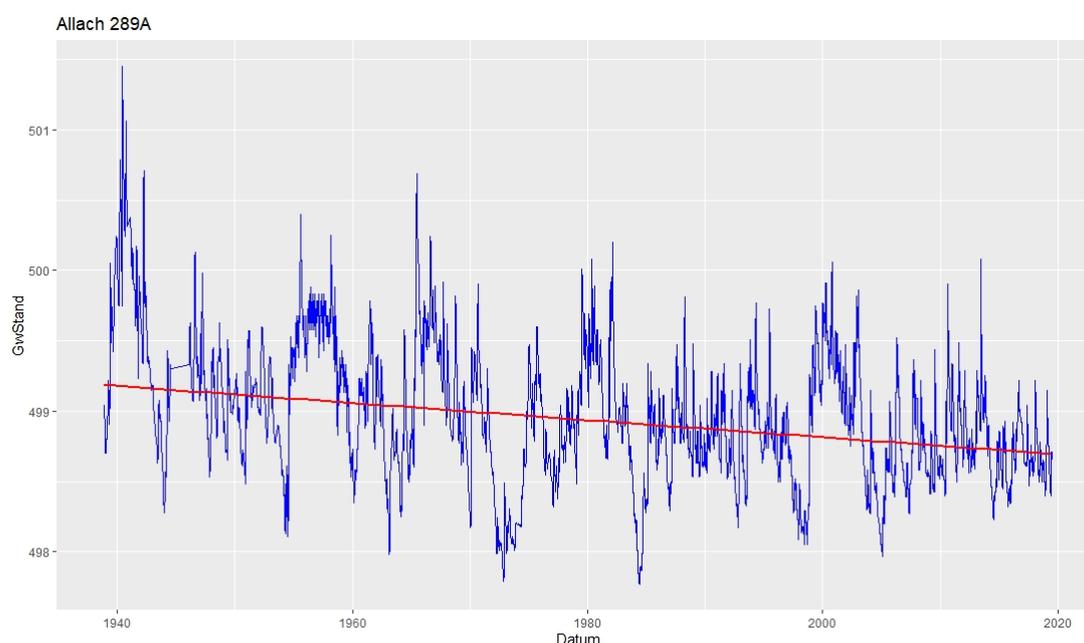
Für die flächige Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen wurden die HW200\* + 0,35 m-Werte mittels einer radialen Basisfunktion interpoliert und Grundwasserisohypsen für das gesamte Projektgebiet erstellt. In Schnittdarstellungen der einzelnen Trassenvarianten wurden die Werte anschließend zusammen mit den HW1940-Werten zzgl. eines Sicherheitszuschlages von 30 cm, was dem in München üblichen Vorgehen für die Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes  $HW_{\text{End}}$  entspricht, dargestellt. Letztendlich wurden die Grundwasserstände HW1940

+ 0,3 m als Bemessungsgrundwasserstände für den Endzustand vorgeschlagen. Mittels der statistischen Auswertung konnte jedoch die Auftretenswahrscheinlichkeit des HW1940 abgesichert und gezeigt werden, dass der Grundwasserhochstand aus dem Jahr 1940 einer Jährlichkeit von ca. 150 bis ca. 200 Jahren entspricht. Der Bemessungsgrundwasserstand für die Bauzeit hingegen wurde auf Grundlage der statistischen Auswertung mit dem HW10\*-Wert festgelegt.

### 9.3.3 Einzelfall instationäre Ganglinie: Allach 289A

#### 9.3.3.1 Lage und Grundwasserganglinie

Die Grundwassermessstelle Allach 289A liegt im Nordwesten der Landeshauptstadt München. Die Ganglinie weist im Zeitraum zwischen 1940 und 2019 einen absteigenden Trend im Mittelwert auf (Abbildung 76).

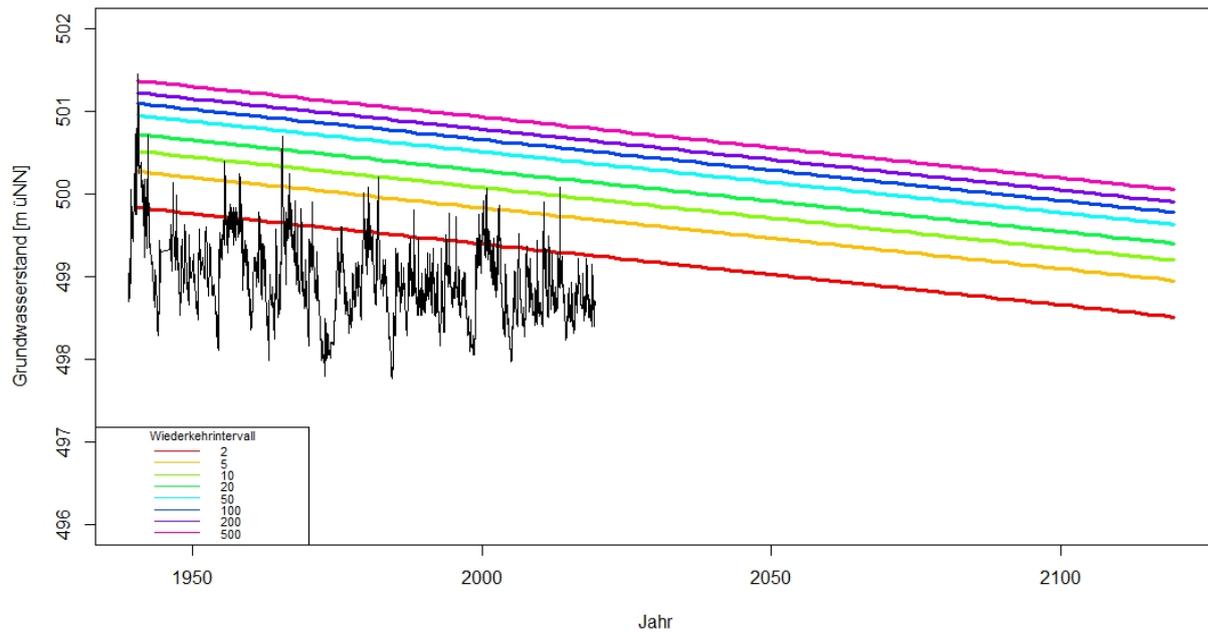


**Abbildung 76:** Ganglinie der Grundwassermessstelle Allach 289A

#### 9.3.3.2 Vorgenommene Auswertungen

Die Auswertung der Grundwassermessreihe erfolgte nach dem instationären Verfahren in Anlehnung an MUDERSBACH & BENDER (2017), das in Abschnitt 9.2.8 erläutert wurde. Es wurde hierfür davon ausgegangen, dass sich der Trend wie im Zeitraum zwischen 1940 und 2019 fortsetzt. Untersuchungen hinsichtlich der Ursachen des Grundwasserabfalls wurden nicht vorgenommen. Die Auswertung ist somit hypothetischer Natur. Die praxisrelevante Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen auf Grundlage dieser statistischen Auswertung ist somit auch nicht zulässig. Allerdings eignet sich die Grundwasserstandsmessreihe für die Darstellung der Möglichkeiten der instationären Auswertung.

Anhand der jährlichen Grundwassermaximalstände wurde ein linearer Trend abgeschätzt. Hieraus ergab sich eine jährliche Abnahme der Grundwasserstände um ca. 0,8 cm. Anschließend wurde eine Verallgemeinerte Extremwertverteilung mit zeitlich variablem Ortsparameter angepasst. Für die Auswertung wurde von einer Nutzungsdauer des Bauwerks von 100 Jahren ausgegangen. Als Referenzjahr wurde das letzte Jahr der vorliegenden Messungen, also 2019, angenommen. Die zeitliche Abhängigkeit der Grundwasserstände mit gleichem Wiederkehrintervall ist aus Abbildung 77 ersichtlich.



**Abbildung 77:** Zeitliche Entwicklung der Grundwasserstände der Grundwassermessstelle Allach 289A für verschiedene Wiederkehrintervalle zwischen 2 Jahren (rot) und 500 Jahren (violett)

Beispielhaft für die Auswertung sind in Tabelle 17 die HW100-Werte für verschiedene Jahre aufgeführt. Die HW100-Werte nehmen hierbei in zehn Jahren jeweils um 0,07 m bis 0,08 m ab.

**Tabelle 17:** HW100-Werte der instationären Auswertung der Grundwassermessstelle Allach 289A für ausgewählte Jahre

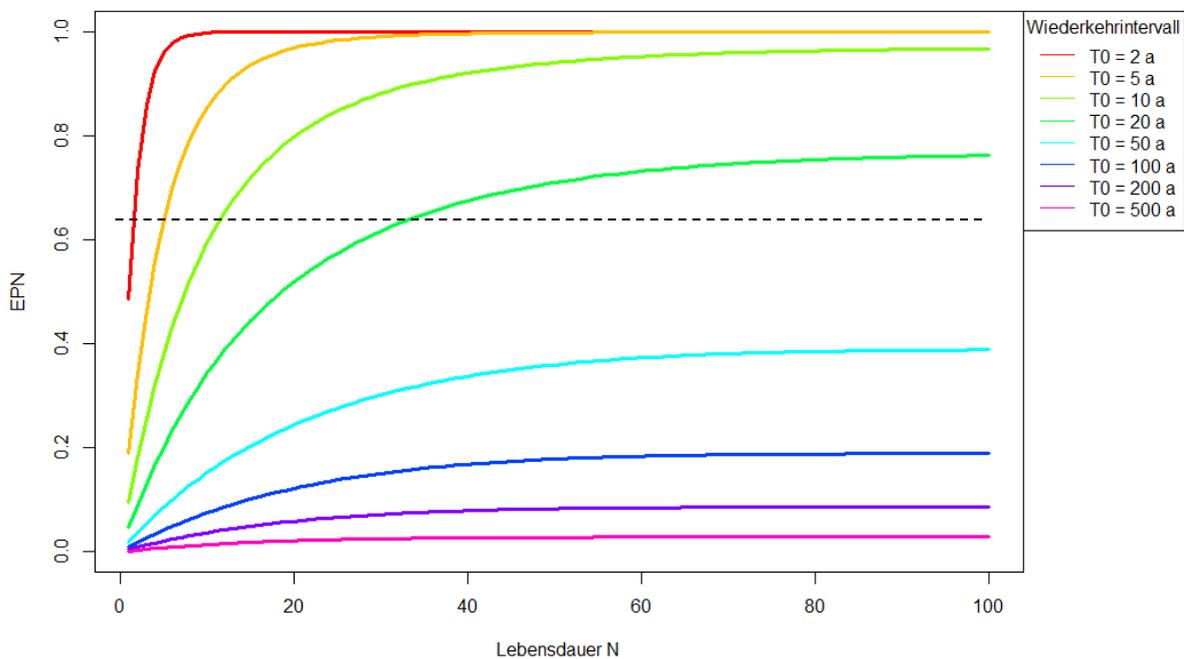
Jahr	2019	2029	2039	2049	2059	2069	2079	2089	2099	2109	2119
HW100 [m üNN]	500,51	500,44	500,36	500,29	500,22	500,14	500,07	500,00	499,92	499,85	499,78

### 9.3.3.3 Festlegung des Bemessungsgrundwasserstands für den Endzustand

Für die Festlegung des Bemessungsgrundwasserstands  $HW_{\text{End}}$  wurde von einem 100-jährlichen Ereignis ausgegangen. Nach MUDERSBACH & BENDER (2017) wird nun der Grundwasserstand gesucht, der im instationären Fall die gleiche Überschreitungswahrscheinlichkeit im Nutzungszeitraum des Bauwerks aufweist wie bei einem 100-jährlichen Grundwasserstand im stationären Fall im gleichen Zeitraum (siehe Abschnitt 8.5.3,  $EPN_{\text{stat}} = EPN_{\text{inst}}$ ). Aufgrund des fallenden Trends der Grundwasserstände der Messstelle Allach 289A muss dieser Grundwasserstand eine unter der Annahme stationärer Verhältnisse geringere Jährlichkeit im Referenzjahr aufweisen. Aus der Auswertung ergibt sich das gesuchte Wiederkehrintervall, das von MUDERSBACH & BENDER als Design Return Period (DRP) bezeichnet wird zu ca. 28 a. Der zugehörige Grundwasserstand im Referenzjahr beträgt ca. 500,23 m üNN.

Die beschriebene DRP wird auch aus Abbildung 78 deutlich. Die schwarz gestrichelte Linie stellt die Überschreitungswahrscheinlichkeit  $EPN_{\text{stat}}$  für den stationären Fall dar (siehe [40] in Abschnitt 8.5.3). Diese liegt bei 63,4 % und sagt aus, dass mit dieser Wahrscheinlichkeit innerhalb des Zeitraums von  $n = 100$  Jahren der 100-jährliche Grundwasserstand überschritten wird. Farblich dargestellt wiederum sind die instationären Überschreitungswahrscheinlichkeiten für Grundwasserstände unterschiedlicher Jährlichkeit. Bei der angesetzten Nutzungsdauer des Bauwerks von 100 Jahren liegt die gestrichelte schwarze Linie zwischen den Kurven für 20-jährliche und

50-jährliche Grundwasserstände, weshalb die DRP einen Wert zwischen 20 und 50 Jahren aufweisen muss. Wie zuvor beschrieben, liegt der Wert bei der Grundwassermessstelle Allach 289A bei DRP = 28 a.



**Abbildung 78:** Entwicklung der Überschreitungswahrscheinlichkeit während der Lebensdauer des Bauwerks. Mit der gestrichelten Linie ist die Überschreitungswahrscheinlichkeit im stationären Fall für einen 100-jährlichen Grundwasserstand (EPN = 63,4 %) dargestellt

#### 9.4 Zusammenfassung und Bewertung

In Abschnitt 9.2 wurde das im Rahmen der Arbeit entwickelte Verfahren zur Auswertung von Grundwassermessreihen im Hinblick auf die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen vorgestellt. Anhand der vorgenommenen Untersuchungen wurde gezeigt, dass die bei einer statistischen Analyse anzusetzenden Rahmenbedingungen wie beispielsweise die erforderliche Messreihenlänge objektiv festgelegt werden können. Als maßgebliches Ergebnis konnte zudem festgestellt werden, dass die Block-Maxima-Methode im Vergleich zur Peaks-over-threshold-Methode die vertrauenswürdigeren Ergebnisse liefert.

Die praktische Anwendbarkeit des Verfahrens wurde mit den Praxisbeispielen in Abschnitt 9.3 belegt. Die Anwendung der instationären Auswertungen ist hierbei jedoch kritisch zu hinterfragen, da diese voraussetzt, dass sich ein in der Vergangenheit beobachteter Trend im Prognosezeitraum weiterhin gleichförmig fortsetzt.

## 10 Monte Carlo-Simulationen und synthetische Erzeugung der Eingangsdaten

### 10.1 Problemstellung

Grundwasserstandsmessreihen sind in sehr vielen Fällen vergleichsweise kurz. Zudem liegen oftmals keine regelmäßigen Messintervalle vor, nicht selten werden die Messstellen auch nur sporadisch gemessen. Daneben kann, gerade im für die Fragestellung dieser Arbeit maßgeblichen städtischen Raum, eine anthropogene Beeinflussung der Grundwasserstandsmessungen nicht ausgeschlossen werden, was unter Umständen zu einer weiteren Reduktion des vorliegenden Datensatzes führt. In Abschnitt 9.2.5.5 wurde die erforderliche Messreihenlänge für die statistische Auswertung zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen untersucht. Als Ergebnis wurde für die Block-Maxima-Methode gefordert, dass möglichst 25 auswertbare Jahre oder mehr vorliegen sollten, um belastbare Ergebnisse zu erhalten. Vergleichbare Anforderungen, wenn auch weniger eindeutig, ergaben sich in Abschnitt 9.2.6 für die POT. Die für die Auswertung zur Verfügung stehenden Messreihen erfüllen häufig diese Anforderungen nicht oder nur gerade so. Das Vorhandensein längerer Messreihen ist deshalb für die Validierung des vorgeschlagenen Verfahrens erforderlich.

Die statistische Auswertung von Grundwasserständen für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen für die Dimensionierung von Bauwerken ist bislang nicht Stand der Technik und wurde bisher nur recht selten durchgeführt. Entsprechend kurz ist auch die Liste an Veröffentlichungen zu diesem Thema (siehe Abschnitt 8.3) und entsprechend gering sind die Erfahrungen mit der Durchführung. In der Hydrologie ist die Anwendung von stationären Auswerteverfahren seit langer Zeit Standard und dementsprechend in Merkblättern, beispielsweise DWA (2012), verankert. Neben den mathematisch-statistischen Grundlagen, die in Abschnitt 6.2.3.1 erläutert wurden und die die Anwendung der Verallgemeinerten Extremwertverteilung für die Block-Maxima-Methode und der Verallgemeinerten Paretoverteilung für die Peaks-over-threshold-Methode nahelegen, liegen in der Hydrologie Erfahrungen aus der Anwendung der statistischen Analysen vor. Derartige Erkenntnisse fehlen für die Auswertung von Grundwasserständen. Abgesehen von den theoretischen mathematischen Grundlagen liegen somit kaum Erfahrungswerte vor, welche Verteilungsfunktionen sich besonders für die Anwendung auf Grundwasserstandsmessreihen eignen. BARDSLEY (2017) stellt beispielsweise als Ergänzung zu den in Abschnitt 6.2.3 vorgestellten Verteilungsfunktionen weitere Verteilungen vor, die speziell für die Auswertung von Grundwasserständen geeignet sein sollen. Diese wurden im Rahmen dieser Arbeit allerdings nicht untersucht. Für folgende Arbeiten könnte dies allerdings von Interesse sein. Untersuchungen zur Eignung verschiedener Verteilungsfunktionen hinsichtlich der Anwendung auf Grundwasserstandsdaten wären von Vorteil, um die Fragestellung, welche Verteilungsfunktionen für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen geeignet sind, zu beantworten.

Zur Beantwortung der Fragestellung, welche Verteilungsfunktionen besonders geeignet sind oder wie längere Messreihen erstellt werden können, werden numerische Grundwassermodelle in Verbindung mit Monte Carlo-Simulationen als geeignet betrachtet. Numerische Grundwassermodelle finden im Allgemeinen vermehrt Anwendung in der Geotechnik und haben sich mittlerweile zu einem Standardwerkzeug entwickelt (ODENWALD ET AL. 2009:499). LALBAT ET AL. (2015) wenden ein numerisches Grundwassermodell an und simulieren anhand langer Niederschlagszeitreihen den Grundwasserstand, um Bemessungsgrundwasserstände für ein zu errichtendes Atomkraftwerk abzuleiten (Abschnitt 8.3.5).

Voraussetzung für die Anwendung von Monte Carlo-Simulationen mit einem numerischen Grundwassermodell stellt einerseits die Eignung des Modells dar, die Grundwasserstände im Modellgebiet mit ausreichender Genauigkeit abzubilden. Andererseits müssen die im Rahmen der Monte Carlo-Simulationen gewählten Randbedingungen die zu erwartenden Bandbreiten an Eingangswerten realistisch wiedergeben. In dem im Folgenden erläuterten Verfahren werden stationäre und instationäre Monte Carlo-Simulationen (MCS) durchgeführt. Für die stationären MCS müssen entsprechende Verteilungsfunktionen gewählt und für die instationären MCS passende Zeitreihen generiert werden, um diese Bedingung zu erfüllen.

Die Vorgehensweise stellt letztendlich eine Weiterentwicklung der Methode nach LALBAT ET AL. (2015) dar. Der Unterschied liegt darin, dass LALBAT ET AL. langjährige, vorhandene Niederschlagsmessreihen als Eingangsdaten für die Randbedingungen nutzen und mit diesen sich die Eingangsdaten für die statistische Analyse generieren. Im vorliegenden Fall stehen diese Daten nicht zur Verfügung, sondern müssen selbst erzeugt werden. Für die Generierung der Daten werden in der vorliegenden Arbeit stationäre und instationäre Monte Carlo-Simulationen jeweils ohne und mit niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen betrachtet. Hierdurch soll auch untersucht werden, ob und wenn ja wie anhand von stationären Berechnungen ebenfalls Aussagen zu Bemessungsgrundwasserständen erzeugt werden können, obwohl die zur Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen vorgestellten Auswerteverfahren auf Zeitreihen basieren. Gegenüber dem instationären Verfahren weist die stationäre Vorgehensweise insbesondere den Vorteil auf, dass die hierfür notwendigen Verteilungsfunktionen leichter zu erzeugen sind als die für die instationären Berechnungen notwendigen Zeitreihen.

## 10.2 Grundlagen der Monte Carlo-Simulation

Die Grundlage der Monte Carlo-Methode stellt das Gesetz der großen Zahlen dar (HOFSTADLER & KUMMER 2017:194), wonach mit zunehmendem Stichprobenumfang die Wahrscheinlichkeit, dass der arithmetische Mittelwert einer Variablen in einem beliebig zu wählenden Intervall liegt, sich dem Wert 1 annähert (FAHRMEIR ET AL. 2011:314). Gemäß dem Theorem von Bernoulli konvergiert zudem die relative Häufigkeit, mit der ein Ereignis bei einer beliebigen Anzahl an voneinander unabhängigen Realisierungen eines Versuchs eintritt, gegen die wahre Verteilung (FAHRMEIR ET AL. 2011:314). Somit ermöglicht es die Monte Carlo-Methode, das arithmetische Mittel sowie die Verteilung einer Zufallsvariable aus einer Vielzahl an Wiederholungen zu ermitteln.

Als Monte Carlo-Simulation wird die Kombination eines Zufallsexperiments mit einem Berechnungsmodell bezeichnet (HOFSTADLER & KUMMER 2017:197). Bei dem Berechnungsmodell handelt es sich im Fall dieser Arbeit um das in Abschnitt 11 vorgestellte numerische Grundwassermodell. Im Zuge der Zufallsexperimente werden die Eingangsparameter des Modells, also die Randbedingungen wie Grundwasserstand am Modellrand, Grundwasserneubildung oder In- und Exfiltration durch Oberflächengewässer, statistisch variiert. Als Ergebnis ergibt sich die Verteilung der Grundwasserstände an einem beliebigen Modellpunkt.

Die Monte Carlo-Simulationen ermöglichen es folglich, durch die hohe Anzahl an Stichproben – im vorliegenden Fall einzelne Modellläufe mit dem Grundwassermodell – entsprechend dem Gesetz der großen Zahlen ein enges Intervall, in dem ein Grundwasserstand einer gewissen Jährlichkeit liegt, festzulegen.

### 10.3 Verwendetes Grundwassermodellierungsprogramm

Das Grundwassermodell zur Durchführung von Monte Carlo-Simulationen wurde mit dem Programm FEFLOW der DHI WASY GmbH erstellt. Bei FEFLOW handelt es sich um ein kommerzielles Finite-Elemente-Programm zur zwei- oder dreidimensionalen Strömungs-, Wärme- und Stofftransportmodellierung (DIERSCH 2014). Die Steuerung der Monte Carlo-Simulationen erfolgte mit dem Programm PEST (DOHERTY 2018).

### 10.4 Stationäre Verhältnisse

#### 10.4.1 Grundlagen der stationären Monte Carlo-Simulation

Bei der stationären Monte Carlo-Simulation werden den zu variierenden Variablen, beispielsweise dem Grundwasserstand am Modellrand oder der Grundwasserneubildung in einem Teilgebiet des Modellgebiets, unterschiedliche Werte zugewiesen. Der Wertebereich und die Wahrscheinlichkeit der Werte werden zuvor mittels Verteilungsfunktionen festgelegt. Aus den Verteilungsfunktionen für die verschiedenen Variablen werden für jede Simulation Werte zufällig gewählt.

Bei der Stichprobenauswahl können mehrere Verfahren unterschieden werden. Bei der Zufallsstichprobe (random sampling) wird mittels spezieller Auswahlverfahren eine zufällige Stichprobe aus einer Grundgesamtheit gezogen. Bei der geschichteten Zufallsstichprobe (stratified sampling) wird die gesamte Stichprobe in mehrere Teilgruppen, sog. Schichten, aufgeteilt, aus denen dann wiederum einfache Zufallsstichproben ausgewählt werden. Die Wahrscheinlichkeit der einzelnen Teilgruppen muss dabei bekannt sein. Beim Latin Hypercube Sampling wird die Grundgesamtheit in Intervalle gleicher Wahrscheinlichkeit aufgeteilt (MCKAY ET AL. 1979:240).

#### 10.4.2 Latin Hypercube Sampling (LHS)

Im Rahmen dieser Arbeit wurde als Auswahlverfahren Latin Hypercube Sampling (LHS) gewählt. Ein LHS-Samplingprogramm ist Teil der Utility-Software des Programms PEST (DOHERTY 2018), das zusammen mit der Grundwassermodellierungssoftware FEFLOW (DIERSCH 2014) für die Durchführung der Monte Carlo-Simulation gewählt wurde.

Latin Hypercube Sampling liefert erwartungstreue Schätzungen der Mittelwerte und Verteilungsfunktionen (HELTON & DAVIS 2000:112). Dabei konvergiert es schneller als Random Sampling und ähnliche Verfahren (MCKAY ET AL. 1979). Zudem ist die Varianz der Schätzfunktion des Erwartungswerts der Outputfunktion beim LHS gering (JOINT RESEARCH CENTER OF THE EUROPEAN COMMISSION, INSTITUTE FOR THE PROTECTION AND SECURITY OF THE CITIZENS 2001:31).

Die Mindestanzahl der Stichproben wird von IMAN & HELTON (1985) mit mindestens der 1,3-fachen Anzahl der Modellvariablen, besser jedoch der 2-fachen bis 5-fachen Anzahl angegeben. Das JOINT RESEARCH CENTER OF THE EUROPEAN COMMISSION, INSTITUTE FOR THE PROTECTION AND SECURITY OF THE CITIZENS (2001:32) nennt die 1,5-fache Anzahl als Mindestanforderung und besser die 10-fache Anzahl.

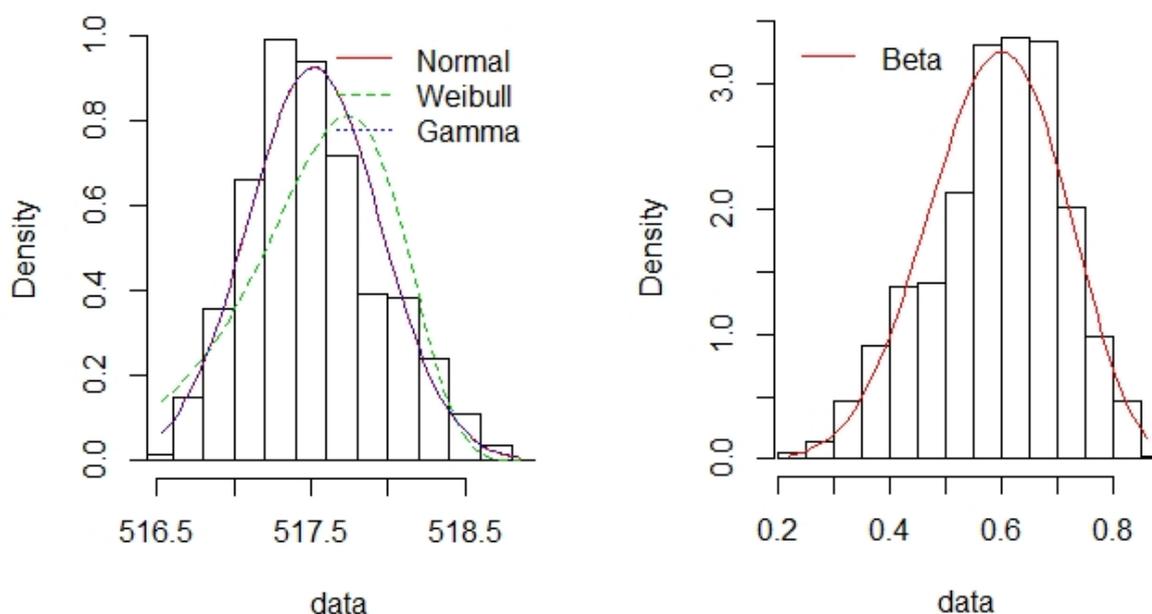
#### 10.4.3 Parametervariation

Die Entnahme der Stichproben für die einzelnen Modellläufe erfolgt mittels LHS aus Verteilungsfunktionen. In der LHS-Utility-Software in PEST stehen verschiedene vordefinierte Verteilungsfunktionen für die Anpassung an die Daten, insbesondere Grundwasserstände und nieder-

schlagsbedingte Grundwasseranstiege, zur Verfügung. Durch einen Vergleich der Verteilungsfunktionen mit dem Histogramm der Messdaten kann bewertet werden, welche der Verteilungsfunktionen für die Wiedergabe der Daten geeignet ist.

In Abbildung 79 (links) ist beispielhaft das Histogramm der Grundwasserstände der Grundwassermessstelle KP 498 mit mehreren daran angepassten Verteilungsfunktionen (Normal-, Weibull- und Gammaverteilung) dargestellt. Bei Verwendung einer dieser Verteilungsfunktionen müssen in der für die spätere Erstellung der Parameterdateien notwendigen LHS-Eingabedatei die Verteilung und ihre Parameter spezifiziert werden. Bei der Betaverteilung (Abbildung 79 rechts) muss zusätzlich berücksichtigt werden, dass diese nur zwischen 0 und 1 definiert ist und die Grundwasserstandsmessdaten vor der Anpassung der Betaverteilung entsprechend normiert werden müssen. Der obere und der untere Rand der Grundwasserstände müssen bei Verwendung der Betaverteilung in der LHS-Eingabedatei entsprechend zusätzlich zu den restlichen Parametern der Verteilungsfunktion definiert werden.

Die Stichprobenahme für die Randbedingung 1. Art – im vorliegenden Fall einem festen Grundwasserstand am südlichen und am nördlichen Modellrand – kann in jedem Modelllauf nur für einen Modellrand frei vorgenommen werden, da insbesondere bei eher kleinen Grundwassermodellen eine signifikante Abhängigkeit zwischen den Werten auf dem zuströmenden und dem abströmenden Modellrand angenommen werden muss. Dies kann über einen Korrelationskoeffizienten berücksichtigt werden, der aus den Grundwasserständen von Grundwassermessstellen auf beiden Modellrändern errechnet werden kann.



**Abbildung 79:** Histogramm der Messdaten der Grundwassermessstelle KP 498 mit angepassten Verteilungsfunktionen. Links: Normal-, Weibull- und Gammaverteilung. Normal- und Gammaverteilung überlagern sich hierbei. Rechts: Betaverteilung mit normierten Grundwasserständen.

Die Vorgehensweise zur Auswahl der Grundwasserstände am Modellrand wird analog auch für die Festlegung weiterer Randbedingungen angewandt. Von Interesse sind insbesondere niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege. Bei täglich zur Verfügung stehenden Messdaten können diese ausgewertet werden. Die Anpassung von Verteilungsfunktionen an die Grundwasseranstiege ist jedoch nicht trivial, da die täglichen Differenzen in den Grundwasserständen zumeist sehr gering und größere Grundwasseranstiege sehr selten sind. Die in PEST integrierte LHS-

Software bietet hierbei die Möglichkeit neben gewöhnlichen Verteilungsfunktionen auch benutzerdefinierte Verteilungsfunktionen zu definieren, bei denen die Beschreibung der Verteilung der Daten anhand von Wertepaaren vorgenommen wird (WYSS & JORGENSEN 1998).

#### 10.4.4 Durchführung der stationären Monte Carlo-Simulation

Die Durchführung der stationären Monte Carlo-Simulation erfolgte mit den Programmen PEST (DOHERTY 2018) sowie FEPEST und FEFLOW der DHI WASY GmbH (DIERSCH 2014). FEPEST stellt eine graphische Benutzeroberfläche für das Programm PEST zur Nutzung mit dem Programm FEFLOW dar. Das Verfahren zur Durchführung wurde im Rahmen einer Studienarbeit (MAYER 2016) erarbeitet und zusätzlich in COGORNO (2019) ausführlich beschrieben. Eine Übersicht über den Ablauf der stationären Monte Carlo-Simulation mit den dabei durchzuführenden Schritten ist in Abbildung 80 dargestellt.

Die Erzeugung der Parametersätze erfolgte, wie in Abschnitt 10.4.2 beschrieben, mittels der in PEST enthaltenen Utility-Programme für Latin Hypercube Sampling (Punkt 2 in Abbildung 80). Zur Erzeugung der einzelnen Datensätze wird die Art der Verteilungsfunktion mit ihren zugehörigen Parametern für die einzelnen Randbedingungen festgelegt (Abschnitt 10.4.3). Ebenso können Korrelationen zwischen einzelnen Randbedingungen, beispielsweise den Grundwasserständen an den Modellrändern oder Werten für die Grundwasserneubildung in verschiedenen Bereichen des Modellgebiets, berücksichtigt werden. Zudem muss die Anzahl der Modellrechnungen festgelegt werden. Für jeden einzelnen Parametersatz an Kombinationen der verschiedenen Randbedingungen wird anschließend eine Parameterdatei, die sogenannte par-Datei, erzeugt (Punkt 3 in Abbildung 80).

Die Variation der Randbedingungen erfolgt über ein Python-Skript. Für die zu ändernden Parameter und Randbedingungen wurden zunächst im Grundwassermodell in FEFLOW Selektionen erstellt und eindeutig benannt, die die entsprechenden Knoten (beispielsweise Modellrand mit Randbedingung 1. Art) oder Elemente (beispielsweise Gebiete mit Grundwasserneubildung) umfassten (Punkt 1 in Abbildung 80). Über das Python-Skript können diese Selektionen angesprochen und die Werte der Randbedingungen bei jedem einzelnen Modelllauf entsprechend angepasst werden. Hierfür wird im Python-Skript auf die Datei ifm.fpi zugegriffen, welche die Werte für die einzelnen Selektionen aus der par-Datei für den jeweiligen Modelllauf enthält. Die Werte werden mittels des Skriptes ausgelesen und anschließend den einzelnen Randbedingungen zugewiesen.

Im Anschluss wird die zuvor festgelegte Anzahl an Modellläufen ausgeführt (Punkt 4 in Abbildung 80). Die Grundwasserstände an im Modell definierten Beobachtungspunkten, sog. Observation Points, werden von PEST in einer sog. rrf-Datei gespeichert (Punkt 5 in Abbildung 80). Für die weitere Auswertung wird diese Datei mittels eines weiteren Python-Skripts ausgewertet.

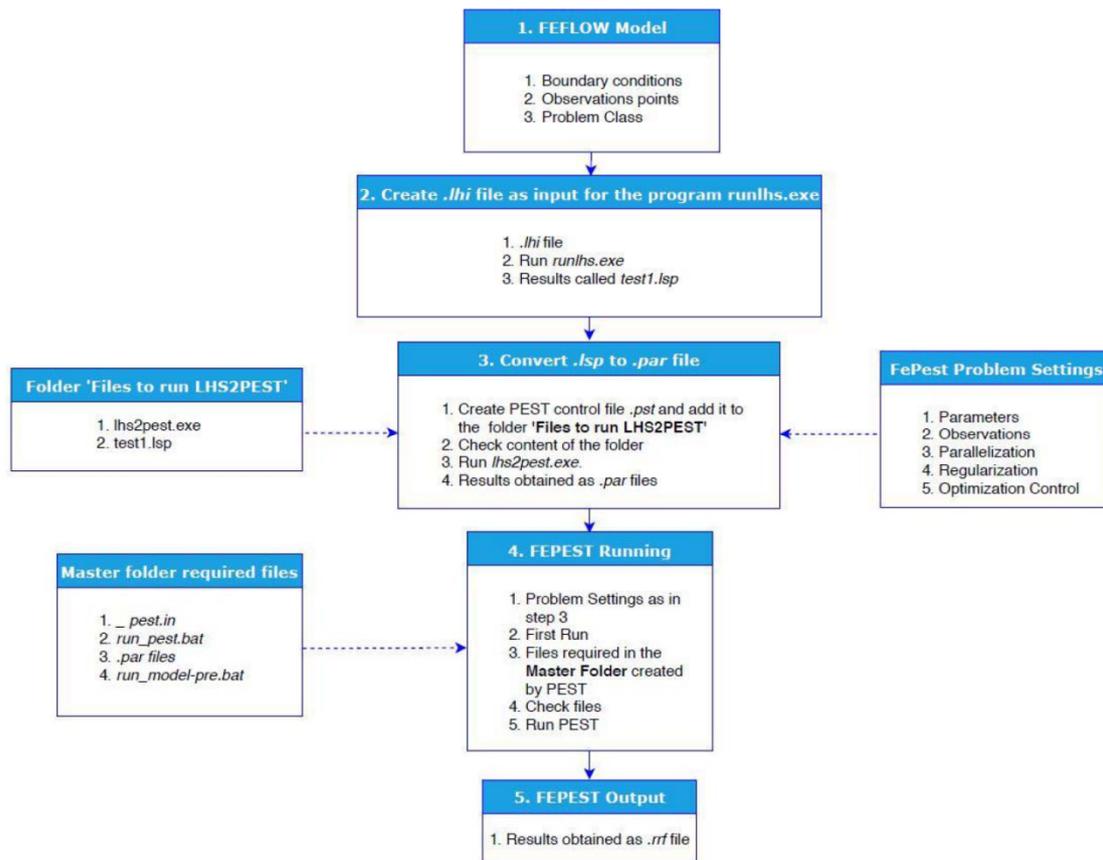


Abbildung 80: Ablauf der stationären Monte Carlo-Simulation (COGORNO 2019)

## 10.5 Instationäre Verhältnisse

### 10.5.1 Grundlagen der instationären Monte Carlo-Simulation

Im Gegensatz zur stationären Monte Carlo-Simulation werden bei der instationären Monte Carlo-Simulation den Variablen keine einzelnen Werte, sondern Zeitreihen zugeordnet. Somit können die Variablenwerte bei der instationären Monte Carlo-Simulation nicht aus zuvor definierten Verteilungsfunktionen gezogen werden. Da die vorhandenen Grundwasserstandsganglinien nur einen vergleichsweise kurzen Messzeitraum von in der Regel maximal wenigen Jahrzehnten umfassen und somit aufgrund des zu geringen Umfangs als Eingangsdaten für die instationären Monte Carlo-Simulationen ausfallen, werden künstliche Ganglinien benötigt.

Die Erzeugung synthetischer Messreihen erfolgte mit dem Softwarepaket R (R CORE TEAM 2016). R stellt eine frei verfügbare Programmiersprache für statistische Auswertungen und zur Erzeugung von Grafiken dar. Die verwendeten Pakete werden in den jeweiligen Abschnitten zitiert.

Zur Generierung von synthetischen Messreihen wurden im Rahmen von Studienarbeiten am Lehrstuhl und Prüfamts für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (MUIRHEAD 2018, MUIRHEAD 2019) verschiedene Methoden auf ihre Eignung hinsichtlich der Erzeugung von Ganglinien, die ähnliche Eigenschaften wie die Ausgangszeitreihen zeigen, untersucht und bewertet. Hierzu zählen Markovketten sowie verschiedene Zeitreihenmodelle (ARIMA, ARFIMA) und künstliche neuronale Netze (ANN). Aus der Literatur sind des Weiteren noch Anwendungen von SARIMAX-Modellen bekannt (KLIWA 2011:122f.), ohne dass dort das Vorgehen genauer beschrieben wurde. Insbesondere auf die Art

und Weise der Berücksichtigung exogener Variablen, die ja wiederum nur in begrenztem Umfang zur Verfügung stehen, wird dort nicht eingegangen.

## 10.5.2 Erzeugung von synthetischen Grundwasserganglinien

### 10.5.2.1 Markovketten

Als Markov-Prozesse werden solche Prozesse bezeichnet, deren zukünftiger Zustand lediglich von dem aktuell beobachteten Zustand abhängt (WALDMANN & STOCKER 2004:79ff.). Zustände in der Vergangenheit haben keinen Einfluss auf den zukünftigen Zustand [47].

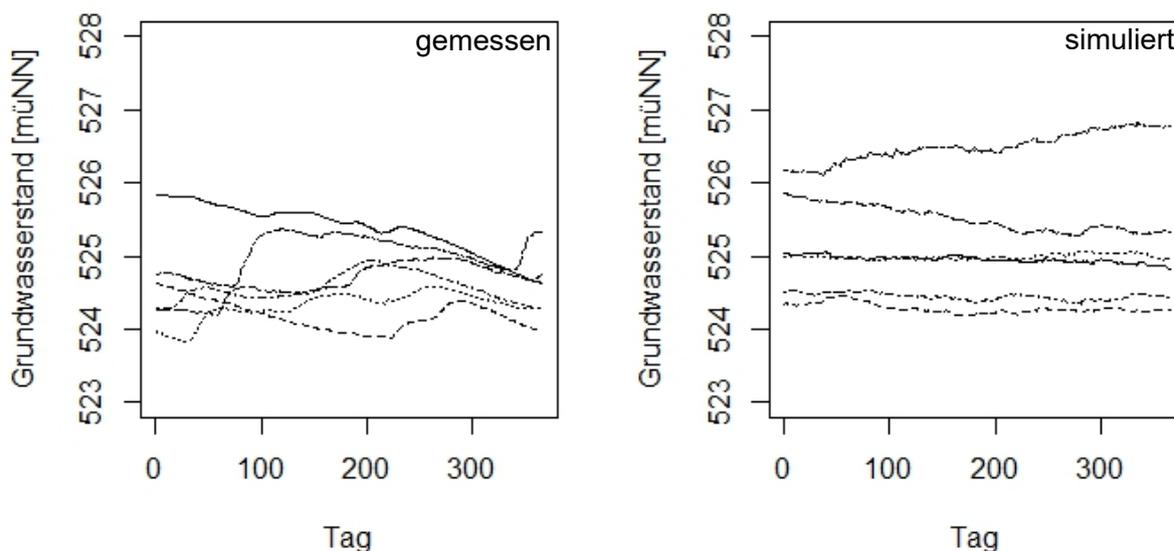
$$P(X(t_{n+1}) = i_{n+1} | X(t_0) = i_0, \dots, X(t_n) = i_n) = P(X(t_{n+1}) | X(t_n) = i_n) \quad [47]$$

Die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Übergang des Zustandes  $i$  in den Zustand  $j$  erfolgt, wird als Übergangswahrscheinlichkeit  $p_{ij}$  bezeichnet. Die Übergangswahrscheinlichkeiten für alle Zustände lassen sich aus einer vorhandenen Messreihe abschätzen und können in der sogenannten Übergangsmatrix zusammengefasst werden. Zusammen mit der Anfangswahrscheinlichkeit  $\pi_i := P(X(0) = i)$  lassen sich Markov-Prozesse durch die Übergangswahrscheinlichkeiten vollständig beschreiben.

Zur Erzeugung von synthetischen Grundwasserganglinien wurde das R-Paket „markovchain“ (SPEDICATO 2017, SPEDICATO ET AL. 2020) verwendet. Das Paket ermöglicht sowohl die Schätzung der Übergangswahrscheinlichkeiten aus einer vorhandenen Messreihe als auch die Simulation von synthetischen Messreihen ausgehend von einer bekannten Übergangsmatrix.

Eine Einschränkung bei der Generierung von synthetischen Messreihen durch Markovketten besteht darin, dass die Übergangswahrscheinlichkeiten vorab bekannt sein müssen. Für Zustände, also Grundwasserstände, die in der Trainingsphase, anhand derer die Übergangswahrscheinlichkeiten ermittelt werden, nicht aufgetreten sind, können keine Übergangswahrscheinlichkeiten ermittelt werden, so dass letztendlich die minimal und maximal möglichen Grundwasserstände in den synthetischen Grundwasserganglinien von den Extremwerten der gemessenen Grundwasserstände in der Trainingsphase abhängen.

Abbildung 81 zeigt gemessene und mittels Markovketten erzeugte Grundwasserganglinien mit einer Dauer von einem Jahr für die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B. Auffällig ist, dass die mittels Markovketten erzeugten Zeitreihen eine geringere Schwankungsbreite aufweisen als die gemessenen Ganglinien.



**Abbildung 81:** Vergleich von gemessenen Jahresreihen der Messreihe Eglfing Lehrer 265B (1983 bis 1987) auf der linken Seite mit mittels Markovketten synthetisch erzeugten Ganglinien auf der rechten Seite

### 10.5.2.2 ARIMA-Zeitreihenmodelle

Zeitreihenmodelle eignen sich ebenfalls zur Simulation von synthetischen Grundwassermessreihen. Die Grundlagen der ARIMA-Modelle wurden in Abschnitt 5.3.2 erläutert.

Die Simulation von Zeitreihen im Programm R kann u.a. durch das Paket „forecast“ (HYNDMAN ET AL. 2019) vorgenommen werden. Die in Muirhead (2018) und Muirhead (2019) mittels ARIMA-Modellen erzeugten Zeitreihen zeigten allerdings zumeist keine zufriedenstellende Übereinstimmung mit den gemessenen Messdaten, insbesondere wurde oftmals eine Drift der Grundwasserstände beobachtet. Auf eine weitergehende Anwendung dieser künstlichen Messreihen wurde deshalb verzichtet.

### 10.5.2.3 ARFIMA-Zeitreihenmodelle

ARFIMA-Modelle eignen sich ebenfalls zur Simulation von Grundwasserstandsganglinien. Im Rahmen der Modellanpassung an die zugrunde liegende Grundwassermessreihe kann das ermittelte ARFIMA-Modell zudem noch mit GARCH-Modellen und Wahrscheinlichkeitsverteilungen für das Rauschen kombiniert werden, wodurch ARFIMA-, ARFIMA/GARCH- oder ARFIMA/GARCH/Noise-Modelle erzeugt werden. Nach der Anpassung des ARFIMA-Modells wird hierfür an die Residuen ein GARCH-Modell gefittet, an dessen Residuen im letzten Fall wiederum eine Wahrscheinlichkeitsverteilung angepasst wird. Zur Simulation von Messreihen können alle Verfahren zur Anwendung kommen.

Die Grundlagen der ARFIMA-Modelle wurden in Abschnitt 5.3.5 dargelegt, die der GARCH-Modelle in Abschnitt 5.3.4. Nach COWPERTWAIT & METCALFE (2009:168) kommen für das Rauschen v.a. heavy-tail-Verteilungsfunktionen infrage.

Die Untersuchungen in MUIRHEAD (2019) haben jedoch ergeben, dass die Erweiterung von ARFIMA-Modellen um GARCH- und Noise-Anteile keine Vorteile mit sich bringt. Deshalb wurde für die synthetische Erzeugung auf die Erweiterungen verzichtet. Insgesamt konnten mit ARFIMA-Modellen jedoch zumindest teilweise zufriedenstellende Ergebnisse erzeugt werden.

#### 10.5.2.4 Künstliche neuronale Netze (ANN)

In MUIRHEAD (2019) wurden zwei Verfahren zur Generierung von synthetischen Messreihen basierend auf künstlichen neuronalen Netzen untersucht, die ebenfalls im R-Paket „forecast“ (HYNDMAN ET AL. 2019) implementiert sind. Aufgrund der im Vergleich zu den restlichen Verfahren als ungenügend zu bewertenden Ergebnissen, wird allerdings nicht weiter auf diese Verfahren eingegangen.

#### 10.5.2.5 Bewertung der Verfahren hinsichtlich ihrer Eignung

Ziel der synthetischen Erzeugung von Messreihen ist es, künstlich generierte Messreihen zu erhalten, die vergleichbare statistische Eigenschaften wie die Ausgangsmessreihe besitzen. Zur Bewertung der synthetischen Messreihen wurden nach MUIRHEAD (2019) die erzeugten Ganglinien gemittelt und die gemittelten Werte anschließend mit der ursprünglichen Messreihe verglichen. Hierfür wurden grundlegende statistische Kennwerte wie Mittelwert, Standardabweichung, Minimum, Maximum und Perzentile ebenso verwendet wie die Autokorrelationsfunktion. Des Weiteren wurden die monatlichen Mittelwerte der ursprünglichen Messreihe sowie der gemittelten synthetischen Messreihen mittels t-Test und Kolmogorov-Smirnov-Test verglichen.

Als geeignetstes Verfahren für die Erzeugung von synthetischen Messreihen wurden in MUIRHEAD (2019) ARFIMA-Modelle und Markovketten identifiziert. Für die darauffolgenden Monte Carlo-Simulationen wurden die in R erzeugten synthetischen Messreihen in Excel-Dateien abgespeichert.

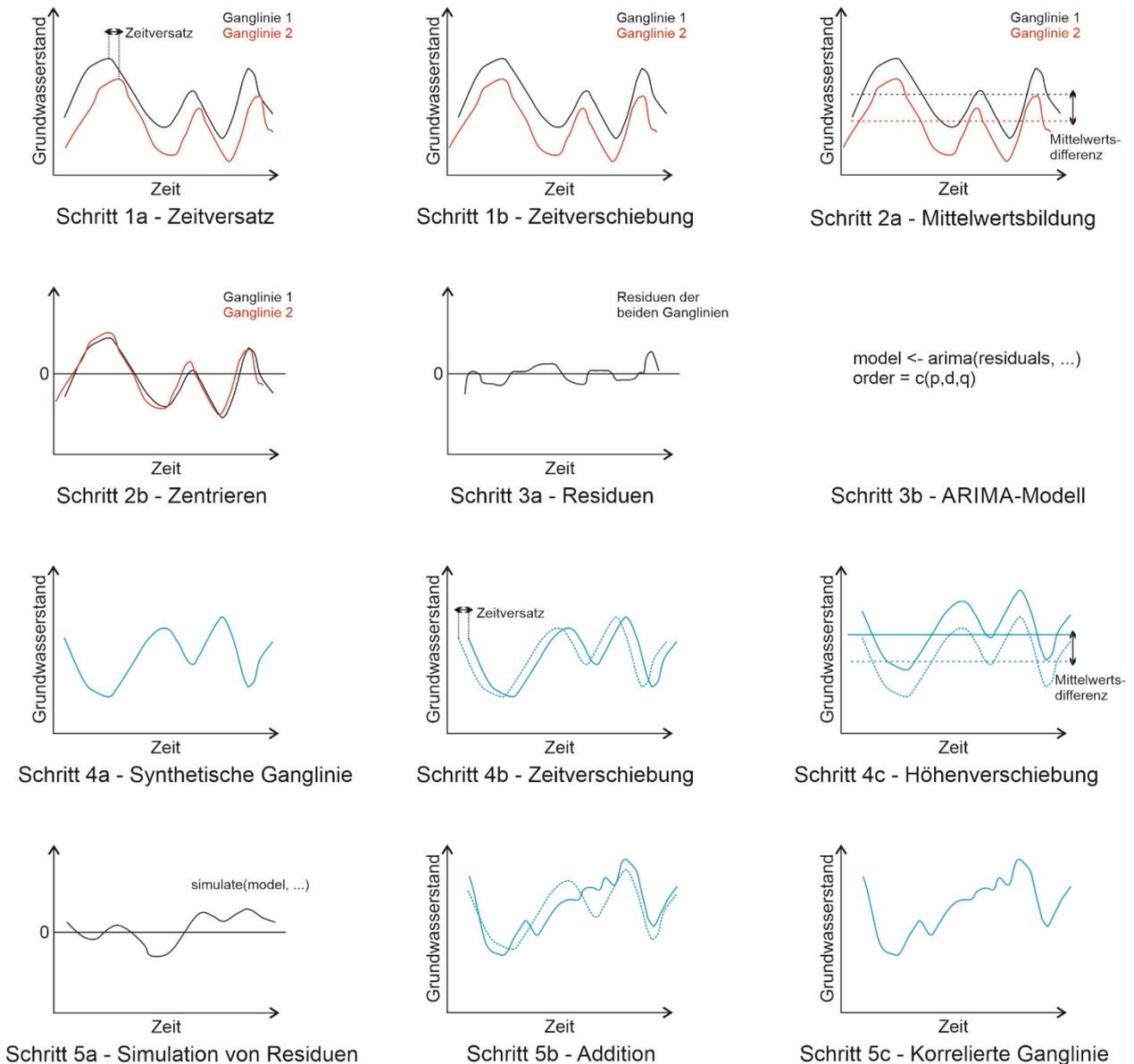
#### 10.5.2.6 Erzeugung korrelierter Grundwasserganglinien für die Modellränder mit Randbedingung 1. Art

Die Grundwasserstände an den Modellrändern sind nicht voneinander unabhängig. Dementsprechend können für die Modellränder, denen Dirichlet-Randbedingungen zugewiesen werden, nicht unabhängig voneinander Grundwasserganglinien mit den zuvor beschriebenen Verfahren erzeugt werden.

Vor der Erzeugung korrelierter Grundwasserganglinien werden zunächst die Ganglinien der maßgeblich zur Festlegung der Randbedingungen herangezogenen Grundwassermessstellen miteinander verglichen. Hierfür werden der Zeitversatz der Messreihen bestimmt (Schritt 1a), eine Zeitreihe um diesen Zeitversatz verschoben (Schritt 1b) und anschließend jeweils der Mittelwert der einzelnen Zeitreihen sowie die Differenz der Mittelwerte bestimmt (Schritt 2a) und dann die Mittelwerte von den jeweiligen Zeitreihen subtrahiert (Schritt 2b). Beide Zeitreihen schwanken somit um den Wert 0. Nach Bildung der Residuen der zwei zentrierten Zeitreihen (Schritt 3a) kann ein ARIMA-Modell an die Residuen angepasst werden (Schritt 3b).

Nach der Analyse der Residuen werden die korrelierten Grundwasserganglinien erstellt, indem die zuvor künstlich erzeugten Ganglinien (Schritt 4a) zunächst um den im Schritt 1a ermittelten Zeitversatz verschoben werden (Schritt 4b) und die in Schritt 2a bestimmte Mittelwertsdifferenz zu den Werten addiert wird (Schritt 4c). Anschließend wird anhand des in Schritt 3b erhaltenen ARIMA-Modells eine künstliche Zeitreihe von Residuen erzeugt (Schritt 5a) und zur Ganglinie aus Schritt 4b addiert (Schritt 5b). Die so erhaltenen Ganglinien (Schritt 5c) werden in einer weiteren Excel-Datei abgespeichert, in der die Zeitschritte in Spalte A und die Grundwasserstände in den folgenden Spalten enthalten sind.

Das Vorgehen ist in Abbildung 82 graphisch aufbereitet dargestellt.



**Abbildung 82:** Erzeugung korrelierter Grundwasserganglinien

### 10.5.3 Erzeugung weiterer Eingangsdaten

Die Erzeugung von Zeitreihen für weitere Randbedingungen wie etwa niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege erfolgt in ähnlicher Vorgehensweise wie die Generierung von synthetischen Grundwasserganglinien, da ebenfalls Zeitreihen für die einzelnen Randbedingungen vorliegen müssen (siehe Abschnitt 11.3.1). Im Ergebnis erhält man ebenfalls eine Exceldatei mit den Zeitschritten in der ersten und den Werten für die Randbedingung in den darauffolgenden Spalten.

### 10.5.4 Durchführung von instationären Monte Carlo-Simulationen

Die Durchführung der instationären Monte Carlo-Simulationen erfolgte mit den Programmen PEST (DOHERTY 2018) und FEFLOW der DHI WASY GmbH (DIERSCH 2014). Die Vorgehensweise stimmt überwiegend mit der stationären Monte Carlo-Simulationen überein (Abschnitt 10.4.4), weicht in einigen Details aber von ihr ab. Eine zusammenfassende Darstellung

der Schritte der instationären Monte Carlo-Simulation ist in Abbildung 83 dargestellt. Für eine detaillierte Beschreibung des Workflows wird auf COGORNO (2019) verwiesen.

Die Variation der Parameter und Randbedingungen erfolgt wie bereits bei der stationären Monte Carlo-Simulation über ein Python-Skript. Für die zu ändernden Parameter und Randbedingungen müssen zunächst im Grundwassermodell in FEFLOW Selektionen mit den jeweiligen Knoten oder Elementen erstellt und eindeutig benannt werden (Punkt 1 in Abbildung 83). Über das Python-Skript wurden diese Selektionen wieder angesprochen und die Werte der Parameter bzw. Randbedingungen entsprechend angepasst.

Für die Zuweisung der Randbedingungen 1. Art werden die Daten aus zwei Exceldateien ausgelesen, wobei eine Datei die mittels Markovketten, ARFIMA-Modell o.Ä. erzeugten Messreihen enthält und die andere Datei die korrelierten Messreihen (Punkt 2 in Abbildung 83; siehe außerdem Abschnitt 10.5.2.6). Das Python-Skript öffnet hierfür die Dateien, liest die Zeitreihen für den entsprechenden Modelllauf aus und speichert die Daten in einzelnen Vektoren. Für weitere Randbedingungen, wie z.B. niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege, ist die Vorgehensweise analog.

In PEST ist die Durchführung von Monte Carlo-Simulationen prinzipiell nur für stationäre Berechnungen vordefiniert. Dementsprechend können die par-Dateien (siehe Abschnitt 10.4.4) nur Einzelwerte und keine Zeitreihen enthalten. Die einzelnen Modellläufe lassen sich jedoch am einfachsten mittels der par-Dateien steuern, wodurch verhindert wird, dass einzelne Berechnungen mehrfach oder gar nicht durchgeführt werden. Dies trifft insbesondere auch für den Fall zu, dass die Berechnungen auf mehrere Rechner verteilt werden. Deshalb wurde an der Beibehaltung der Vorgehensweise festgehalten und notwendige Anpassungen für die Durchführung von instationären Berechnungen vorgenommen. Für die Anwendung der für stationäre Bedingungen vordefinierten Vorgehensweise von Monte Carlo-Simulationen in PEST werden bei den instationären Simulationen nur die Anfangswerte der Berechnungen in den par-Dateien abgespeichert (Punkt 4 in Abbildung 83). Das Python-Skript vergleicht bei jedem Modelllauf die Werte in der par-Datei mit den Anfangswerten der Messreihen in der Exceldatei für die nicht korrelierte Randbedingung 1. Art und wählt anhand der entsprechenden Spaltennummer in der Exceldatei, in der der erste Wert mit dem der par-Datei übereinstimmt, die Daten für die unkorrelierte Randbedingung 1. Art sowie aus den weiteren Exceldateien für die restlichen Randbedingungen aus. Zur Vermeidung, dass einzelne Berechnung mehrfach ausgeführt werden, wird bei mehrmalig auftretenden Startwerten vor Durchführung der Monte Carlo-Simulationen den Anfangswerten ab dem zweiten Auftreten ein Betrag im Mikrometerbereich hinzuaddiert (Punkt 3 in Abbildung 83).

Ein weiterer Unterschied zwischen den stationären und instationären Berechnungen stellt die Notwendigkeit eines initialen Zustands des Modells dar, von dem aus die instationäre Berechnung startet. Prinzipiell besteht zwar die Möglichkeit, zunächst eine stationäre Modellierung mit den in der par-Datei enthaltenen Anfangsbedingungen und anschließend, ausgehend von den Ergebnissen dieser Berechnung, die instationäre Simulation durchzuführen. Hierbei können aber bei nicht ausreichend zur Verfügung stehenden FEFLOW-Lizenzen Probleme auftreten. Bei den instationären MC-Simulationen wird deshalb dem Modell als Anfangsgrundwasserstand der mittlere Grundwasserstand der beiden Randbedingungen zugewiesen und anschließend ein Zeitraum von 150 Tagen mit konstanten Randbedingungen modelliert, in dem sich quasi-stationäre Grundwasserstände im Modellgebiet einstellen können. Der Zeitraum von 150 Tagen hat sich hierfür bei dem verwendeten Grundwassermodell als ausreichend erwiesen. Der restliche Workflow ist weitestgehend deckungsgleich mit den stationären Monte Carlo-Simulationen (Punkte 5 bis 7 in Abbildung 83). Die Parallelisierung der verwendeten Rechner erfordert bei der instationären Monte Carlo-Simulation wenige zusätzliche Schritte (Punkt 6 in Abbildung 83). Zudem erfolgt

die Auswertung nicht über die von PEST erzeugten .rrf-Dateien, sondern über vom Python-Skript generierte Textdateien mit den Grundwasserständen an den Beobachtungspunkten im Modell (Punkt 7 in Abbildung 83).

Der Workflow für die Durchführung der instationären Monte Carlo-Simulation mit FEFLOW und PEST hat sich im Vergleich zu den stationären Bedingungen als deutlich anspruchsvoller erwiesen, ausgehend von der Datenanalyse über die Erstellung der Eingangsdaten bis hin zur Durchführung der MC-Simulation an sich.

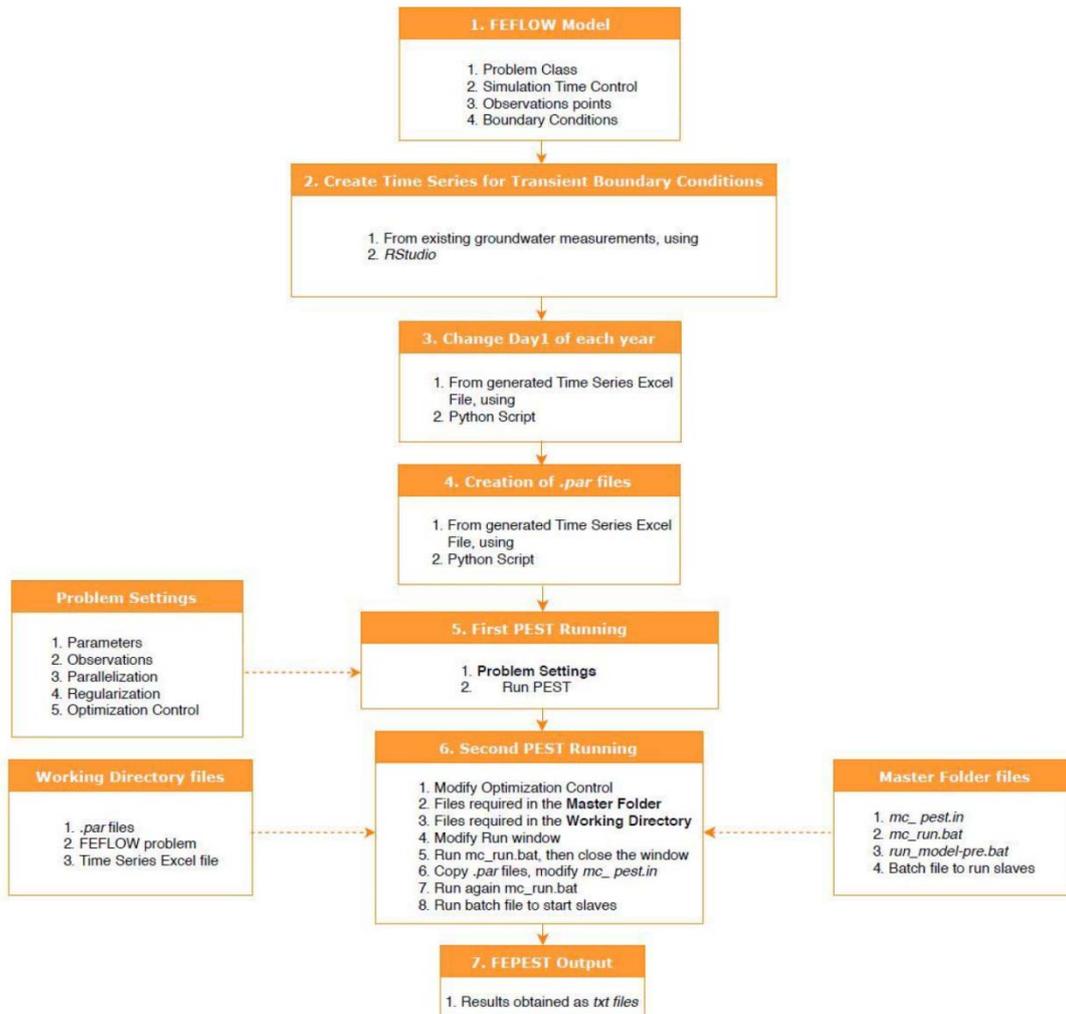


Abbildung 83: Ablauf der instationären Monte Carlo-Simulation (COGORNIO 2019)

## **11 Anwendung der Monte Carlo-Simulation auf ein Grundwassermodell**

### **11.1 Grundwassermodell**

#### **11.1.1 Geographischer und (hydro-)geologischer Überblick**

Die Stadt München plant derzeit die Verlängerung der U-Bahnlinie U5 von Laim bis nach Pasing und hieran anschließend eine Weiterführung bis in das Neubaugebiet München-Freiham. Die Baugrubenumschließung des Bahnhofs Freiham soll als Vorabmaßnahme hergestellt werden, solange das Gebiet noch unbebaut ist, auch wenn die eigentliche Verlängerung der U-Bahn von Pasing bis nach Freiham erst in geraumer Zeit erfolgen wird.

Das Prüfamts für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München wurde vom Baureferat der Landeshauptstadt München mit der Durchführung von Strömungsmodellierungen beauftragt, um die Auswirkungen des Bauwerks und der geplanten Grundwasserdüker auf die Grundwasserverhältnisse zu untersuchen. Hierfür wurden dem Prüfamts umfangreiche geologische und hydrogeologische Daten zur Verfügung gestellt. Anhand dieser Daten wurde – unabhängig von der Fragestellung der Auswirkungen des geplanten Bahnhofsbaus – mit der dankbaren Zustimmung der LH München ein Grundwassermodell erstellt, auf Grundlage dessen die in Abschnitt 10 vorgestellten Vorgehensweisen zur Durchführung von stationären und instationären Monte Carlo-Simulationen erprobt werden konnten.

Die Geländeoberfläche in dem Modellgebiet liegt zwischen ca. 539 m üNN im Süden und ca. 520 m üNN im Norden. Mit einer Erhöhung im Bereich der Aubinger Lohe befindet sich im Nordwesten die höchste Erhebung des Modellgebiets. Die Quartärunterkante wiederum weist an der südlichen Modellgrenze zwischen ca. 517 m üNN und ca. 525 m üNN auf, an der nördlichen Modellgrenze überwiegend zwischen ca. 516 m üNN und ca. 509 m üNN.

Die Grundwasserfließrichtung weist im Modell von Südsüdwesten nach Nordnordosten. Der oberste, quartäre Aquifer stellt, wie im Großteil der Münchner Schotterebene, auch im Untersuchungsgebiet einen ungespannten Grundwasserleiter dar. Die Mächtigkeit des quartären Aquifers liegt größenordnungsmäßig bei ca. 6 m bis 10 m, der Flurabstand bei ca. 5 m bis 7 m.

#### **11.1.2 Modellabmessungen**

Das erstellte Grundwassermodell weist Abmessungen von ca. 3 km in Nord-Süd- und 3 km in West-Ost-Richtung auf und umfasst den obersten, quartären Grundwasserleiter. Die vertikale Ausdehnung beträgt überwiegend zwischen 5 m und 15 m, wobei der Aquifer in drei Layer unterteilt wurde. Das Modell umfasst ca. 25.500 Knoten und ca. 37.700 Elemente. Die Lage und der Umriss des Grundwassermodells sind in Abbildung 84 dargestellt.



**Abbildung 84:** Lage und Umriss des Grundwassermodells

Die Geländeoberfläche wurde mit Hilfe eines frei verfügbaren digitalen Geländemodells DGM50 der Bayerischen Vermessungsverwaltung erstellt. Die Auflösung wurde für die vorliegende Fragestellung als ausreichend erachtet. Als Quartärunterkante wurde die Interpolation der Quartär-Tertiär-Grenze von TUM HYDROGEOLOGIE (2015) herangezogen. Als Beobachtungspunkte wurden 23 Grundwassermessstellen, zu denen Daten aus dem Modellgebiet vorlagen, eingefügt. Das Modell sowie die Verteilung der Grundwassermessstellen ist aus Abbildung 85 ersichtlich.

### 11.1.3 Randbedingungen

Der südliche und der nördliche Modellrand wurden als Randbedingung 1. Art festgelegt, der westliche und östliche Modellrand stellen No-flow-boundaries dar, also Randbedingungen 2. Art ohne Grundwasserfluss. Aufgrund der von Südsüdwest nach Nordnordost gerichteten Strömungsrichtung ist das Modell von der Nordrichtung ausgehend leicht im Uhrzeigersinn verdreht.

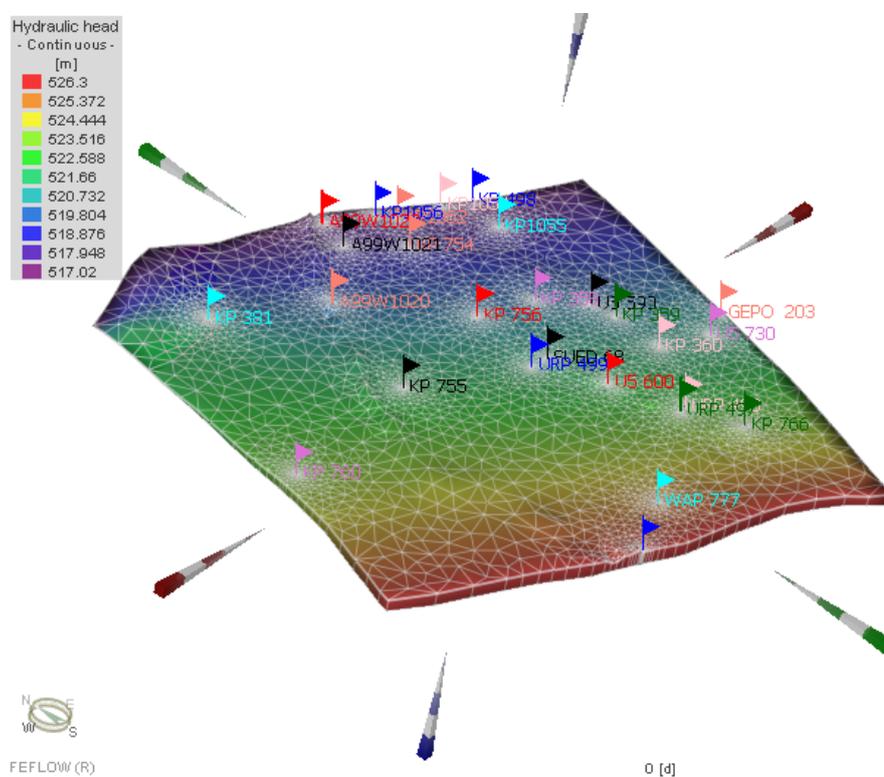
Die Grundwassermessstellen A99W1019 und KP 498 befinden sich auf dem südlichen bzw. nördlichen Modellrand. Die Definition des Festpotentials kann dementsprechend auf Grundlage der Grundwasserstandsmessungen dieser beiden Grundwassermessstellen erfolgen. Der Verlauf der beiden Modellränder wurde anhand der rekonstruierten Grundwasserisohypsenkarten des HW1940 festgelegt und anhand weiterer Isohypsenkarten verifiziert. Die Lage des westlichen und östlichen Modellrands wurde so gewählt, dass die Modellränder möglichst senkrecht zu den Grundwasserisohypsen verlaufen.

Als weitere Randbedingung wurde teilweise eine Grundwasserneubildung in Form von niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen angesetzt (siehe Abschnitt 4.2.4). Für die Analyse dieser Anstiege wurden die täglichen Differenzen der Grundwasserstände in der Grundwassermessstelle A99W1019 im Zeitraum zwischen Juni 2003 und Februar 2019 betrachtet. Für die Berechnungen wurde anschließend davon ausgegangen, dass der Porenanteil ca.  $n = 0,2$  beträgt und

dementsprechend bei einem Grundwasseranstieg von 0,50 m innerhalb eines Tages eine versickernde Niederschlagsmenge von 0,10 m/d ( $0,2 \cdot 0,50$  m/d) vorliegt.

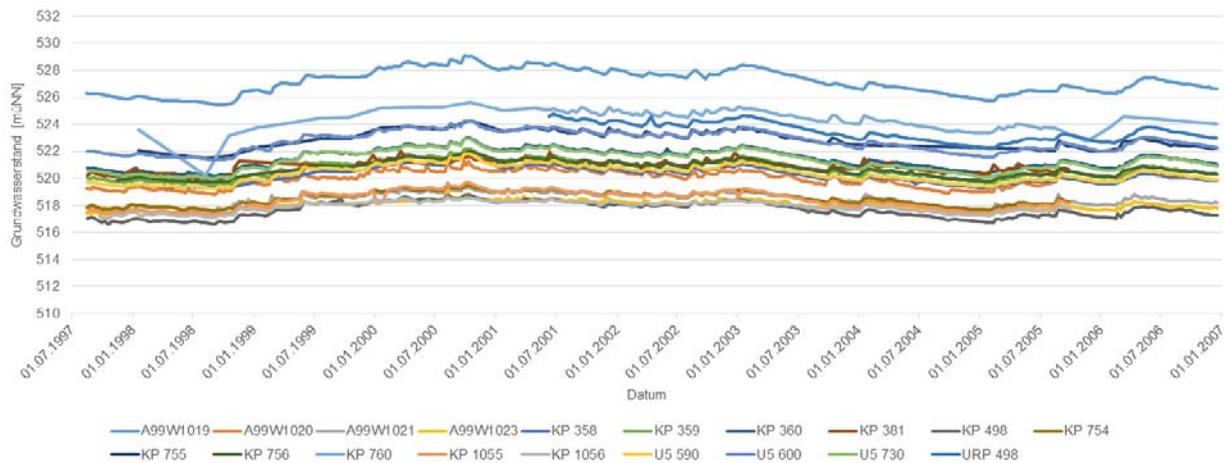
#### 11.1.4 Modellkalibrierung

Die Kalibrierung des Grundwassermodells erfolgte mit dem Programm PEST (DOHERTY 2018). PEST ermöglicht die automatisierte Kalibrierung eines Grundwassermodells mit Hilfe von sogenannten Pilot Points und mathematischen Regularisierungsmethoden. Bei den Pilot Points handelt es sich um Stützstellen im Modell, an denen PEST die Parameter wie den Durchlässigkeitsbeiwert anpasst und zwischen denen PEST interpoliert, um eine flächige Verteilung der Parameter zu erhalten. Durch die Minimierung einer Zielfunktion, die die berechneten Grundwasserstände mit den gemessenen Grundwasserständen vergleicht, erfolgt die automatische Anpassung der Modellparameter an die vorhandenen Grundwasserverhältnisse.



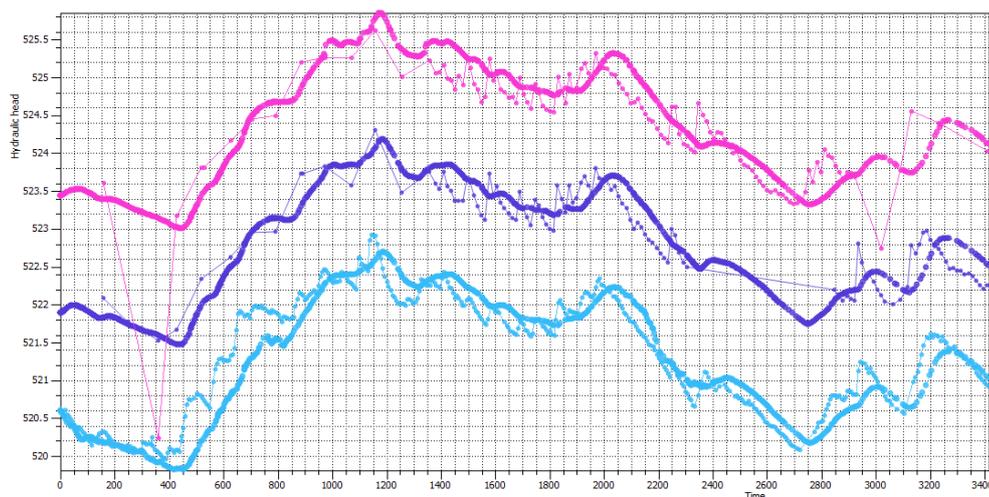
**Abbildung 85:** Darstellung des Grundwassermodells in München-Freiham

Für die Kalibrierung des Modells standen Grundwassermessungen von 27 Grundwassermessstellen im Zeitraum vom 14.08.1997 bis zum 18.12.2006 zur Verfügung. Es handelte sich zumeist um wöchentliche bis zweiwöchentliche Messungen. Nicht für alle Grundwassermessstellen waren die Daten im kompletten Zeitraum vorhanden. In Abbildung 86 sind die Ganglinien der zur Verfügung stehenden Grundwassermessstellen zusammengefasst.



**Abbildung 86:** Ganglinien der vorliegenden Grundwassermessstellen im Zeitraum vom 14.08.1997 bis zum 18.12.2006

Im Rahmen der instationären Modellkalibrierung wurden die Durchlässigkeitsbeiwerte an den Pilot Points so lange angepasst, bis eine zufriedenstellende Anpassung der an den Beobachtungspunkten im Modell simulierten Grundwasserstände an die im Feld gemessenen Werte erreicht wurde. Die simulierten im Vergleich zu den gemessenen Grundwasserständen von drei Grundwassermessstellen sind in Abbildung 87 dargestellt.



**Abbildung 87:** Gemessene (durchgezogene Linien) und simulierte (gepunktete Linien) Grundwasserstände der Grundwassermessstellen KP 760 (pink), KP 755 (lila) und U5 730 (hellblau) im Kalibrierungszeitraum

### 11.1.5 Unsicherheit des Modells

Wie aus Abbildung 87 ersichtlich ist, können mit dem erstellten Grundwassermodell aufgrund der im Rahmen der Kalibrierung ermittelten  $k$ -Wert-Verteilung die Grundwasserstände im Modellgebiet zufriedenstellend abgebildet werden. Nichtsdestotrotz verbleibt bei derartigen Modellen stets eine Unsicherheit hinsichtlich der möglichen Modellergebnisse, da die Variabilität der hydraulischen Durchlässigkeit auch bei gut kalibrierten Modellen aufgrund der eingeschränkten Kenntnisse der Grundwasserverhältnisse im Modell nur stark vereinfacht wiedergegeben werden kann. Dies ergibt sich aus der Tatsache, dass Kenntnisse zu den Grundwasserständen nur lokal an den Messstellen vorliegen und die  $k$ -Werte nur im Umfeld der Messstellen, an denen Pumpversuche durchgeführt wurden, bekannt sind. Insbesondere letztere sind zudem mit einer Mess- und Aus-

werteunsicherheit belegt. Somit besteht auch bei diesem Modell die Möglichkeit, dass eine Vielzahl von Parameterkombinationen in der Lage wäre, die Grundwasserstände zufriedenstellend wiederzugeben. Für die in den Abschnitten 11.2 bis 11.3 beschriebenen Monte Carlo-Simulationen sowie den daraus in Abschnitt 11.4 statistisch abgeleiteten Ergebnissen ergeben sich folglich ebenfalls Unsicherheiten.

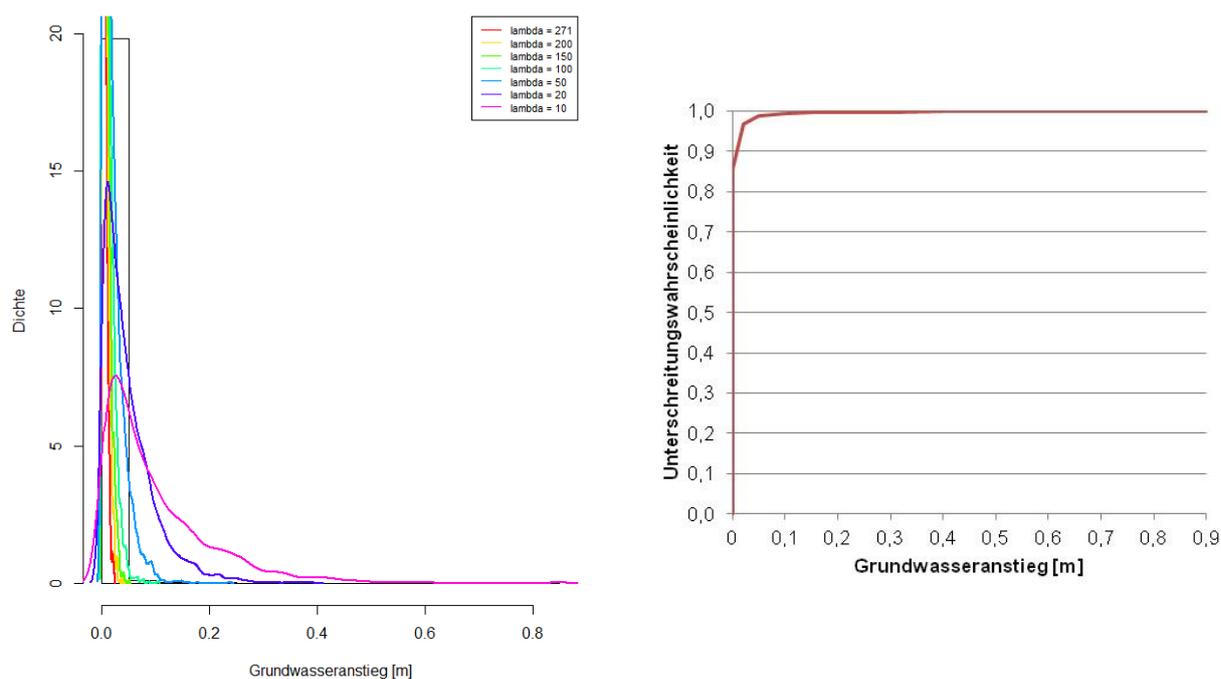
## **11.2 Stationäre Monte Carlo-Simulation**

### **11.2.1 Erzeugung der Eingangsdaten**

Als Grundlage für die Erstellung der Eingangsdaten für die stationäre Monte Carlo-Simulation wurde für die Randbedingung erster Art am nördlichen Modellrand die Grundwassermessstelle KP 498 gewählt, die überwiegend wöchentliche bis zweiwöchentliche Messdaten im Zeitraum von Juli 1953 bis Dezember 2006 aufweist. An die Messungen dieser Grundwassermessstelle wurden mehrere Verteilungsfunktionen angepasst (Abbildung 79). Es wurden Berechnungen mit der Normal- und der Betaverteilung durchgeführt. Die Grundwasserstände am südlichen Modellrand wurden mit denen am nördlichen Modellrand korreliert.

Neben den Grundwasserständen am Modellrand wurden in einer Monte Carlo-Simulation auch niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege variiert. Hierfür wurden die täglichen Variationen der Grundwasserstände in der auf dem südlichen Modellrand gelegenen Grundwassermessstelle A99W1019 ausgewertet. Der maximale Grundwasseranstieg zwischen zwei aufeinanderfolgenden Tagen betrug ca. 0,81 m.

In Abbildung 88a ist ein Histogramm der täglichen Grundwasseranstiege mit daran angepassten Exponentialverteilungen dargestellt. Negative Werte, also sinkende Grundwasserstände, wurden für die Auswertung mit 0 belegt. Aus dem Histogramm ist ersichtlich, dass die täglichen Differenzen zumeist sehr gering sind. Größere Grundwasseranstiege sind so selten, dass sie im Histogramm nicht erkennbar sind. Eine zufriedenstellende Anpassung mit der Exponentialverteilung konnte nicht erreicht werden. Stattdessen wurde eine benutzerdefinierte Verteilungsfunktion für die Stichprobennahme in der LHS-Software erstellt, die dem Histogramm näher kommt (Abbildung 88b).



**Abbildung 88:** a) Histogramm der täglichen Grundwasseranstiege und angepasste Exponentialverteilungen; b) Benutzerdefinierte kumulative Verteilung der täglichen Grundwasseranstiege der Grundwassermessstelle A99W1019

### 11.2.2 Durchführung der stationären Monte Carlo-Simulationen

Die Durchführung der stationären Monte Carlo-Simulationen erfolgte entsprechend dem in Abschnitt 10.4.4 vorgestellten Workflow mit dem in Abschnitt 11.1 vorgestellten Grundwassermodell. Es wurden 20.000 Berechnungen vorgenommen, wobei bei jedem einzelnen Berechnungslauf die Randbedingungen 1. Art am südlichen und nördlichen Modellrand sowie, wenn berücksichtigt, die Grundwasseranstiege im Modellgebiet angepasst wurden.

Die Anpassung der niederschlagsbedingten Grundwasseranstiege erfolgte einheitlich im gesamten Modellgebiet, da sich die Vegetation und Oberflächenbeschaffenheit im Modellgebiet nur geringfügig unterscheiden. Es handelt sich nahezu ausschließlich um landwirtschaftlich genutzte Flächen. Dies deckt sich mit den Angaben in der Hydrogeologischen Karte 1:500.000 von Bayern (BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT 2009), die im Modellgebiet eine einheitliche mittlere Grundwasserneubildung angibt. Höher aufgelöste Daten zur Grundwasserneubildung standen für die Bearbeitung leider nicht zur Verfügung. Auf eine flächenhafte Differenzierung der niederschlagsbedingten Grundwasseranstiege wurde aus den genannten Gründen deshalb verzichtet.

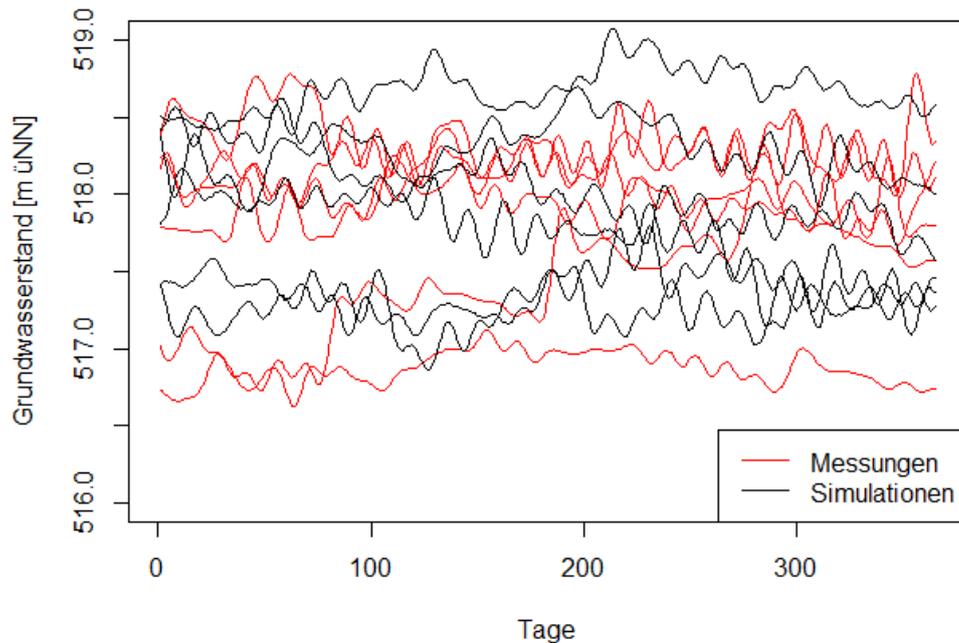
### 11.2.3 Auswertung der Ergebnisse

Aus den Berechnungen mit dem stationären Grundwassermodell ergeben sich stationäre Grundwasserstände, die an verschiedenen Beobachtungspunkten im Modell aufgezeichnet und für die weitere Verwendung abgespeichert werden. Nach Ende der Simulation ergeben sich hierdurch 20.000 Einzelergebnisse. Für die weiteren extremwertstatistischen Auswertungen müssen diese Einzelergebnisse zu Datensätzen zusammengefasst werden, die somit gewissermaßen die für die Auswertung notwendigen Zeitreihen repräsentieren.

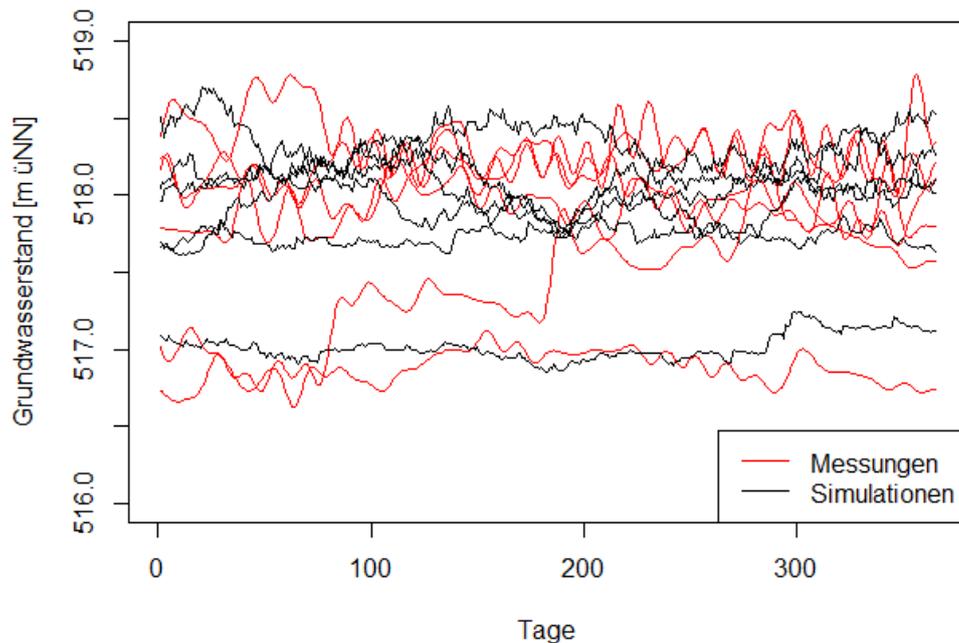
### 11.3 Instationäre Monte Carlo-Simulation

#### 11.3.1 Erzeugung der Eingangszeitreihen

Die für die Variation der Randbedingungen 1. Art notwendigen Zeitreihen wurden für verschiedene MC-Simulationen einerseits mit einem ARFIMA-Modell erstellt, andererseits mit Markovketten. Beispiele für die erzeugten synthetischen Ganglinien sind in Abbildung 89 und Abbildung 90 dargestellt.



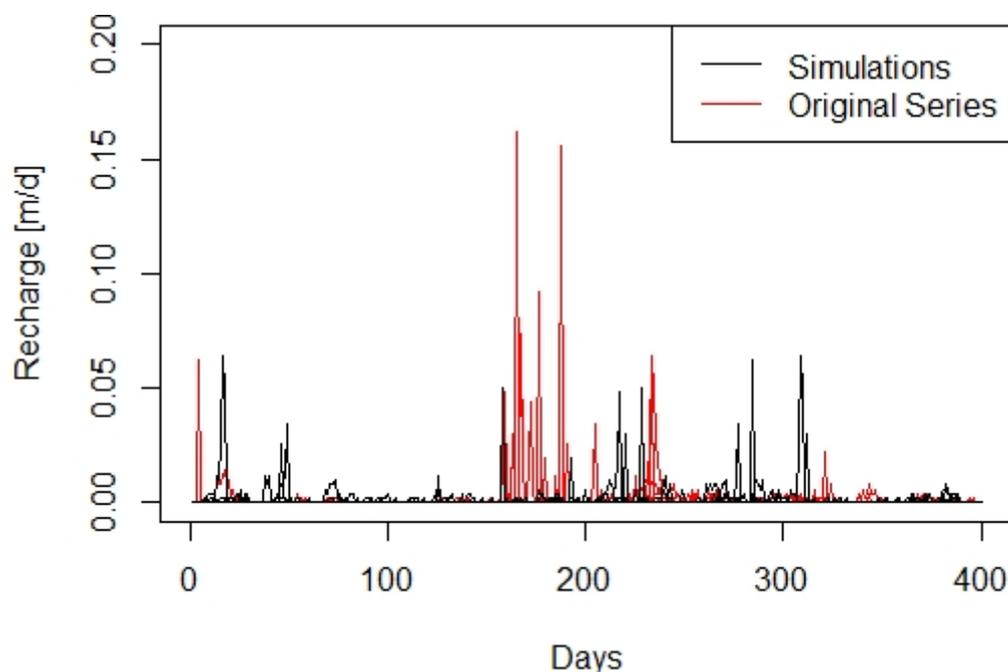
**Abbildung 89:** Beispiele für jeweils sechs gemessene (rot) und mit einem ARFIMA-Modell erzeugte synthetische Ganglinien (schwarz) der Grundwassermessstelle KP 498



**Abbildung 90:** Beispiele für jeweils sechs gemessene (rot) und mit Markovketten erzeugte synthetische Ganglinien (schwarz) der Grundwassermessstelle KP 498

Wie aus Abbildung 89 ersichtlich ist, konnten mit dem ARFIMA-Zeitreihenmodell synthetische Ganglinien erzeugt werden, die bzgl. der Schwankungsbreite und der Dynamik ein vergleichbares Verhalten mit den gemessenen Ganglinien aufzeigen. Die in Abbildung 90 dargestellten synthetischen Ganglinien, die hingegen mittels Markovketten erzeugt worden waren, weisen zumeist nur geringere Schwankungsbreiten auf. Auch hinsichtlich des Ansteigens und Abfallens des Grundwasserspiegels zeigen diese Ganglinien nur eine geringe Ähnlichkeit mit den gemessenen Werten. Aufgrund des optischen Vergleichs der simulierten mit den gemessenen Zeitreihen wurden deshalb die mit dem ARFIMA-Modell erzeugten Ganglinien als Eingangsdaten für die Monte Carlo-Simulationen ausgewählt.

Die Erzeugung der synthetischen Zeitreihen niederschlagsbedingter Grundwasseranstiege erfolgte mit Markovketten. Der Nachteil, dass Markovketten nicht geeignet sind, saisonale Zusammenhänge wiederzugeben, wurde hierbei in Kauf genommen. In Abbildung 91 sind überlagert jeweils sechs 400 Tage umfassende Reihen an Neubildungsraten aufgeführt, die einerseits durch die Auswertung der Messdaten der Grundwassermessstelle A99W1019 ermittelt und andererseits durch Markovketten erzeugt wurden.



**Abbildung 91:** Überlagerung von jeweils sechs Jahren von Grundwasseranstiegen: basierend auf Messungen in rot und Simulationen in schwarz.

### 11.3.2 Durchführung der instationären Monte Carlo-Simulationen

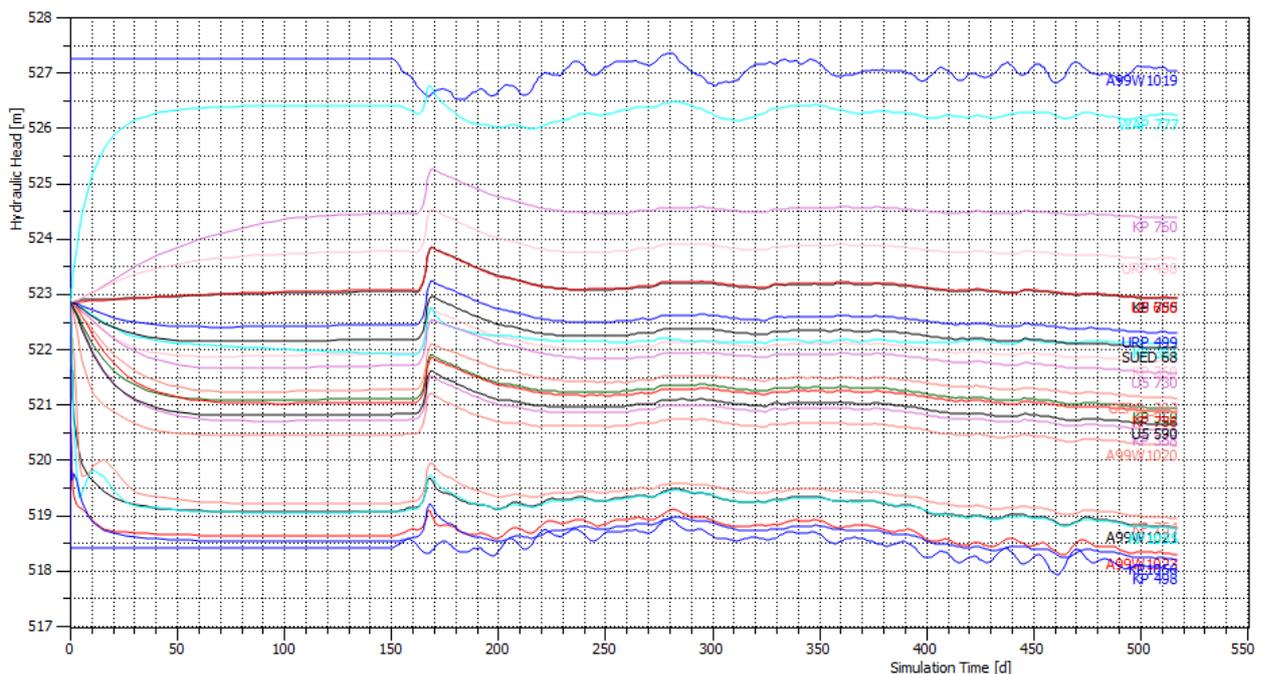
Die instationären Monte Carlo-Simulationen wurden anhand des in Abschnitt 10.5.4 erläuterten Workflows durchgeführt. Als Grundwassermodell diente erneut das in Abschnitt 11.1 vorgestellte Modell in München-Freiham. Es wurden 1.000 Modellläufe vorgegeben, bei denen jeweils unterschiedliche Randbedingungen an den Modellrändern definiert wurden. Aufgrund von technischen Schwierigkeiten, deren Grund nicht ermittelt werden konnte, fehlen einzelne Berechnungsläufe, sodass nur 995+ Modellläufe durchgeführt wurden. Für die Auswertung wurde dies als irrelevant angesehen. Die MC-Simulationen wurden einmal ohne und einmal mit niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen durchgeführt. Die Definition der südlichen Randbedingung erfolgte wie auch beim stationären Modell in Abhängigkeit des Grundwasserstands an der nördlichen Modellgrenze. Das für die Bestimmung der Grundwasserstände am südlichen Modellrand angewandte Verfahren wurde in Abschnitt 10.5.2.6 erläutert.

Niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege wurden wie auch bei den stationären Berechnungen einheitlich im gesamten Modellgebiet angenommen, da sich Vegetation und Oberflächenbeschaffenheit im Modellgebiet nur geringfügig unterscheiden (siehe Abschnitt 11.2.2).

### 11.3.3 Auswertung der Ergebnisse

Für die extremwertstatistischen Auswertungen werden die Grundwasserstände in den Beobachtungsmessstellen während der Modellierung aufgezeichnet und nach Ende jeder Berechnung in einer Textdatei abgespeichert. Hieraus ergeben sich somit ca. 1.000 Messjahre umfassende Messreihen, die anhand des in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahrens untersucht werden können.

In Abbildung 92 sind beispielhaft für eine Berechnung die Ganglinien der 23 Beobachtungsmessstellen, die im Modellgebiet verteilt sind, dargestellt. Innerhalb der ersten 150 Tage der Simulation werden in den Grundwassermessstellen quasi-stationäre Grundwasserstände erreicht, bevor dann die Grundwasserstände an den Modellrändern sowie die Grundwasserneubildung angepasst und die Grundwasserstände für ein Jahr modelliert werden. Aus den Ergebnissen ist einerseits erkennbar, dass die Schwankungen in den Grundwasserganglinien im Modellgebiet mit zunehmendem Abstand vom Modellrand gedämpft werden und entsprechend die Ganglinien der Grundwassermessstellen zur Mitte des Modells hin weniger ausgeprägte Schwankungen aufweisen. Andererseits ist deutlich nach etwa 165 Tagen ein niederschlagsbedingter Grundwasseranstieg erkennbar.



**Abbildung 92:** Grundwasserganglinien der 23 Beobachtungsmessstellen für eine Beispielberechnung mit niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen (drittes der 1000 erzeugten Messjahre)

Für die weiteren extremwertstatistischen Auswertungen wurden drei Grundwassermessstellen ausgewählt, die im Norden (KP 754), in der Mitte (KP 755) sowie im Süden (WAP 777) des Grundwassermodells liegen.

## 11.4 Extremwertstatistische Auswertungen und Vergleich der Ergebnisse

### 11.4.1 Extremwertstatistische Auswertungen der gemessenen Grundwasserstände

Für den Vergleich mit den Ergebnissen der Monte Carlo-Simulationen wurden die Grundwasserstandsmessreihen der drei genannten Grundwassermessstellen KP 754, KP 755 und WAP 777 mit dem in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahren ausgewertet.

Die Messreihe der Grundwassermessstelle KP 754 umfasst wöchentliche bis zweiwöchentliche Messwerte im Zeitraum von November 1984 bis September 2005. Für die Grundwassermessstelle KP 755 liegen überwiegend wöchentliche bis zweiwöchentliche Messwerte zwischen Januar 1985 und Februar 2019 vor, wobei in den Jahren 1997 bis 2001 und 2004 bis 2005 größere Messlücken zu verzeichnen sind. Die Messreihe der Grundwassermessstelle WAP 777 wiederum besteht überwiegend aus in etwa wöchentlichen Messungen ab August 1977 bis Februar 1992 mit größeren Lücken in den Jahren 1981 bis 1984. Die Messreihen sind somit vergleichsweise kurz und die Anwendung der statistischen Verfahren entsprechend mit vergleichsweise hohen Unsicherheiten verbunden. Insbesondere die Messreihe der Grundwassermessstelle WAK 777 genügt eigentlich nicht den Anforderungen an die statistische Auswertung. Da nahe dem südlichen Modellrand jedoch keine andere Messreihe zur Verfügung steht, wurde die Grundwassermessstelle trotzdem für die Auswertung ausgewählt. Zur Bestimmung des Zuschlags für nicht-tägliche Messungen wurde die Messreihe der Grundwassermessstelle A99W1019 ausgewertet, für die im Zeitraum zwischen Juni 2003 und Februar 2019 halbtägliche bis stündliche Werte vorlagen.

In Tabelle 18 sind die mit verschiedenen Verteilungsfunktionen und zumeist mittels L-Momenten statistisch ermittelten Grundwasserstände HW100 für die drei Messreihen zusammengefasst. Aufgrund des geringen Umfangs an Messjahren gestaltete sich die Bestimmung von Extremgrundwasserständen als schwierig. Dies wird auch durch die großen Unterschiede zwischen den mittels BM und POT ermittelten Grundwasserständen HW100 der Grundwassermessstellen KP 755 und WAK 777 ersichtlich.

**Tabelle 18:** Statistisch ermittelte Grundwasserstände HW100 für die Messreihen der Grundwassermessstellen KP 754, KP 755 und WAK 777

Grundwasser- messstelle	BM									POT
	NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO	GPA
KP 754	519,55	519,78	519,78	519,85	519,72	519,76	519,84	519,73	519,89	519,82
KP 755	-	524,85	524,90	524,12	-	-	-	524,80	524,90	526,16
WAK 777	528,00	529,06	529,15	528,69	528,66	528,46	-	528,81	529,32	529,99

### 11.4.2 Extremwertstatistische Auswertungen der Ergebnisse der stationären MCS

#### 11.4.2.1 Grundlagen der Auswertung

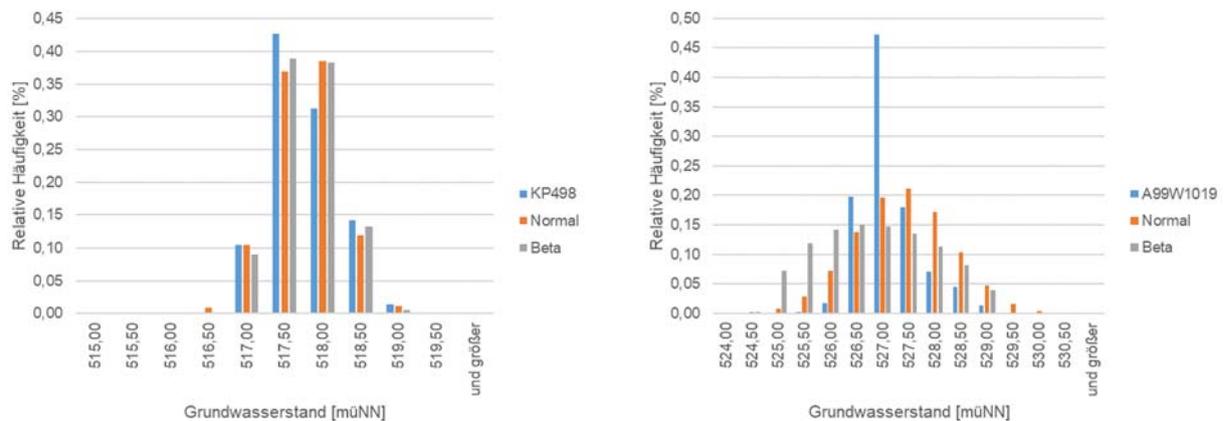
Für die Auswertung der mit der stationären Monte Carlo-Simulation gewonnenen Daten der Grundwassermessstellen KP 754, KP 755 und WAK 777 wurden in einem ersten Schritt jeweils 365 Einzelergebnisse zu einer Messreihe verknüpft und der jeweilige Maximalwert dieser Messreihen ermittelt. Zum Vergleich wurden diesen Daten die mittels aller Einzelmessungen erzielten Quantile der empirischen Verteilungsfunktion gegenübergestellt. Unvorteilhaft an diesem Vorgehen ist, dass alle Einzelergebnisse der Monte Carlo-Simulation als unabhängig gewertet werden müssen, während tatsächlich die gemessenen Grundwasserstände von den zuvor gemessenen

Werten abhängen und sich somit Phasen niedriger, mittlerer oder hoher Grundwasserstände einstellen, die sich nicht innerhalb eines Tages ändern. Es wurde versucht, diesen Nachteil durch eine Verringerung der Anzahl an Messungen, die zu einem Jahr zusammengefasst werden, auszugleichen.

#### 11.4.2.2 Berechnungen ohne niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege

In FARAH (2020) werden zwei Monte Carlo-Simulationen ohne niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege vorgestellt. Für die Erstellung der Eingangsdaten wurden in einem Fall eine Normalverteilung, im anderen Fall eine Betaverteilung an die Daten der Grundwassermessstelle KP 498 angepasst (Abbildung 93a), die sich auf der nördlichen Modellgrenze befindet. Aus diesen Verteilungen wurden dann die Stichproben entnommen. Die relative Häufigkeit der mittels Normal- und Betaverteilung erzeugten Grundwasserstände gibt die der gemessenen Grundwasserstände mit geringen Abweichungen wieder.

Bei den Grundwasserständen der Grundwassermessstelle A99W1019, die sich am südlichen Modellrand befindet, konnten die Grundwasserstände mit der vorgegebenen Korrelation zur Messstelle KP 498 weniger zufriedenstellend nachgebildet werden (Abbildung 93b). Sowohl die Beta- als auch die Normalverteilung weisen eine höhere Varianz auf als die Messwerte, die geringfügig um den Mittelwert von 526,90 m üNN schwanken. Trotz dieser weniger zufriedenstellenden Nachbildung wurden die Werte für die Monte Carlo-Simulationen herangezogen.



**Abbildung 93:** a) Verteilung der Messwerte und der mittels LHS erzeugten Grundwasserstände für die Grundwassermessstelle KP 498; b) Verteilung der Messwerte und der von LHS mittels der vorgegebenen Korrelation ermittelten Grundwasserstände für die Grundwassermessstelle A99W1019

Beispielhaft sind in Tabelle 19 die Ergebnisse der Berechnungen mit der Normalverteilung für die Grundwassermessstelle KP 755, die sich zentral im Modellgebiet befindet, zusammengestellt. Als Vergleichsgrößen wurden die durch eine statistische Auswertung der Messreihe KP 755 ermittelten Grundwasserstände sowie die im Rahmen der instationären Monte Carlo-Simulationen berechneten Grundwasserstände der empirischen Verteilung (Abschnitt 11.4.3) angegeben. Die Werte ersterer werden aufgrund der Kürze der Messreihe insbesondere bei hohen Jährlichkeiten als unsicher bewertet. Es wurden jeweils 20 Jahre umfassende Grundwassermessreihen gebildet, wodurch der direkte Vergleich mit den Ergebnissen der instationären Messreihen ermöglicht wird. Der in der Tabelle aufgeführte Wert stellt den Mittelwert der Messreihen dar.

**Tabelle 19:** Ergebnisse der statistischen Auswertung mit GEV und Parameterschätzung mittels L-Momenten für die Grundwassermessstelle KP 755

Wiederkehrintervall	Grundwasserstand [m üNN] basierend auf $n$ Messungen pro Jahr				Statist. Auswertung KP 755	Empirische Verteilung
	$n = 365$	$n = 200$	$n = 100$	$n = 50$		
HW2	524,20	524,16	524,09	524,01	522,95	522,75
HW5	524,26	524,23	524,19	524,14	523,20	523,31
HW10	524,29	524,26	524,23	524,19	523,45	523,63
HW20	524,30	524,28	524,26	524,23	523,76	523,92
HW50	524,32	524,30	524,29	524,26	524,32	524,20
HW100	524,34	524,31	524,31	524,28	524,90	524,50
HW200	524,34	524,32	524,33	524,29	525,66	524,92
HW500	524,36	524,32	524,34	524,31	527,05	525,00

Die anhand der Daten der stationären Monte Carlo-Simulationen errechneten Grundwasserstände für verschiedene Jährlichkeiten sind als unbrauchbar zu bewerten, unabhängig davon wie viele Messwerte als eine Jahresreihe gewertet werden. Im Vergleich zu den Werten der statistischen Analyse der gemessenen Grundwasserstände sowie der empirischen Verteilungsfunktion der instationären Monte Carlo-Simulation (siehe Abschnitt 11.4.3) sind die Werte bei geringen Jährlichkeiten deutlich zu hoch und bei hohen Werten deutlich zu niedrig.

Die Gründe hierfür liegen vermutlich in einer schlechten Anpassung der südlichen Randbedingung und der unklaren Übertragbarkeit der stationären Ergebnisse in den zeitlichen Kontext. Weitere Untersuchungen, die im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht mehr vorgenommen werden konnten, sind zur Lösung der Problematik notwendig.

#### 11.4.2.3 Berechnungen mit niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen

In einer weiteren Monte Carlo-Simulation wurden zusätzlich zu den Randbedingungen 1. Art noch niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege berücksichtigt. Die Randbedingungen 1. Art wurden mit der in Abschnitt 11.4.2.2 beschriebenen Betaverteilung angesetzt.

Da niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege zeitlich begrenzt sind, die Berechnungen jedoch im stationären Zustand durchgeführt wurden, wurden die Anstiege auf 10 cm begrenzt, um unrealistische Grundwasseranstiege möglichst zu vermeiden.

In Tabelle 20 sind beispielhaft für die Grundwassermessstelle KP 755 die Grundwasserstände für verschiedene Jährlichkeiten dargestellt, die anhand der Ergebnisse der stationären Monte Carlo-Simulationen erzielt wurden. Es wurden erneut verschiedene Umfänge an Messungen und deren Auswirkungen auf die auf Jahresreihen basierende Auswertung zu untersuchen. Es wurden ebenso erneut jeweils 20 Jahre umfassende Grundwassermessreihen gebildet, wodurch der direkte Vergleich mit den Ergebnissen der instationären Messreihen ermöglicht wird. Der in der Tabelle aufgeführte Wert stellt den Mittelwert der Messreihen dar. Zum Vergleich sind wie bereits in Tabelle 19 die anhand der statistischen Auswertung der Messreihe sowie die anhand der empirischen Verteilung der instationären Monte Carlo-Simulationen ermittelten Grundwasserstände aufgeführt.

**Tabelle 20:** Ergebnisse der statistischen Auswertung mit GEV und Parameterschätzung mittels L-Momenten für die Grundwassermessstelle KP 755

Wiederkehrintervall	Grundwasserstand [m üNN] basierend auf $n$ Messungen pro Jahr				Statist. Auswertung KP 755	Empirische Verteilung
	$n = 365$	$n = 200$	$n = 100$	$n = 50$		
HW2	550,91	543,41	535,68	531,78	522,95	522,75
HW5	561,03	553,95	544,38	537,00	523,20	523,31
HW10	566,08	560,63	551,67	542,33	523,45	523,63
HW20	569,99	567,02	560,21	549,59	523,76	523,92
HW50	574,01	575,46	574,19	563,76	524,32	524,20
HW100	576,43	582,08	587,52	579,68	524,90	524,50
HW200	578,42	589,04	603,79	602,37	525,66	524,92
HW500	580,57	598,98	632,07	648,24	527,05	525,00

Die Ergebnisse zeigen, dass die berechneten Grundwasserstände viel zu hoch sind. Die angesetzten Werte für die Grundwasserneubildung sind trotz der gewählten Begrenzung noch deutlich zu hoch und führen zu unrealistischen Grundwasserständen. Zusätzliche Untersuchungen sind notwendig, um eine Übertragbarkeit der kurzzeitigen Grundwasseranstiege auf stationäre Berechnungen zu ermöglichen. Die bislang angewandte Vorgehensweise ist hierfür ungeeignet.

### 11.4.3 Extremwertstatistische Auswertungen der Ergebnisse der instationären MCS

#### 11.4.3.1 Grundlagen der Auswertung

Für die Auswertung der mittels instationärer Monte Carlo-Simulation gewonnenen Daten der Grundwassermessstellen KP 754, KP 755 und WAK 777 wurden durch das Verketteten von Einzeljahren synthetische Messreihen mit Längen zwischen 20 Jahren und 490 Jahren gebildet. Diese wurden anschließend mittels Block-Maxima-Methode ausgewertet. Zum Vergleich wurden verschiedene Quantile noch mittels der empirischen Verteilungsfunktion ermittelt.

#### 11.4.3.2 Berechnungen ohne niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege

Die Ergebnisse für den Grundwasserstand HW100, die anhand von 20 Jahre umfassenden synthetischen Grundwasserstandsmessreihen – und somit einer den tatsächlichen Messumfängen der drei Grundwassermessstellen vergleichbaren Länge – ermittelt wurden, sind in Tabelle 21 für die Berechnungen ohne niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege zusammengefasst. Als Inputdaten dienten mittels eines ARFIMA-Modells simulierte Grundwasserstandsmessreihen. Niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege sind in diesen Berechnungen nicht enthalten. In der Tabelle werden jeweils der maximale, der mittlere sowie der minimale Grundwasserstand HW100 angegeben, die sich aus den annähernd 50 Auswertungen der synthetischen Messreihen ergeben haben. Zum Vergleich ist in der Tabelle auch der sich mit der empirischen Verteilungsfunktion an allen annähernd 1.000 Einzeljahresreihen ergebende Grundwasserstand HW100 aufgeführt.

**Tabelle 21:** Statistisch an 20 Jahre umfassenden synthetischen Messreihen ermittelte Grundwasserstände HW100 für die Grundwassermessstellen KP 754, KP 755 und WAK 777

Grundwasser- messstelle		BM									empir. Vert.
		NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO	
KP 754	Max	520,49	520,57	520,57	521,15	520,46	520,53	520,59	520,89	520,75	519,89
	Mittel	520,00	520,18	519,88	520,50	519,92	519,93	519,81	519,88	520,07	
	Min	519,57	519,84	519,30	519,90	519,37	519,30	519,27	519,25	519,41	
KP 755	Max	524,95	525,71	525,75	525,80	525,51	525,61	525,94	525,99	526,01	524,50
	Mittel	524,32	524,76	524,45	524,96	524,42	524,47	524,34	524,50	524,69	
	Min	523,60	523,68	523,23	523,97	523,31	523,26	523,48	523,34	523,36	
WAK 777	Max	529,25	530,32	530,38	530,39	530,06	530,21	530,66	530,81	530,74	528,74
	Mittel	528,42	529,06	528,86	529,27	528,75	528,83	528,74	528,79	529,17	
	Min	527,43	527,78	527,13	527,93	527,21	527,20	527,42	527,38	527,32	

Aufgrund des großen Messumfangs kann davon ausgegangen werden, dass die mittels der empirischen Verteilungsfunktion ermittelten Grundwasserstände HW100 den zu erwartenden Werten entsprechen. Diese Grundwasserstände können somit als Bewertungsgrundlage für die verschiedenen Verteilungen herangezogen werden, mit denen die 20 Jahre umfassenden Messreihen ausgewertet wurden.

In Tabelle 22 sind die Abweichungen zwischen dem mittels Verteilungsfunktionen an den 20-jährigen Messreihen erzielten mittleren Grundwasserständen HW100 und dem auf der empirischen Verteilung basierenden Grundwasserstand HW100 dargestellt. Zudem enthält die Tabelle die Bandbreite der HW100-Werte in Form der Differenz des maximalen zum minimalen HW100-Wert, die bei der Auswertung mit der Block-Maxima-Methode und den verschiedenen Verteilungsfunktionen erzielt wurden. Die Abweichung des über alle 20-Jahre-Messreihen gemittelten Grundwasserstands HW100 vom mittels empirischer Verteilung ermittelten Wert ist bei Verallgemeinerter Extremwert-, Weibull-, Pearson-III-, Kappa- und Wakebyverteilung am geringsten. Die Verallgemeinerte logistische, die Lognormal- und insbesondere die Gumbelverteilung zeigen durchgängig Werte, die deutlich über dem Wert der empirischen Verteilung liegen. Die Normalverteilung zeigt ebenfalls deutliche Abweichungen, wobei die Werte teilweise über und teilweise unter dem Wert der empirischen Verteilung liegen.

Die Streuung der Werte wiederum ist tendenziell bei den Verteilungen mit wenigen Parametern (Normal-, Gumbelverteilung) am geringsten und nimmt mit steigender Parameterzahl zu. Die größte Differenz wurde bei der 5-parametrischen Wakebyverteilung bestimmt. Die 4-parametrische Kappaverteilung weist ebenfalls hohe Werte auf, genauso wie bei den 3-parametrischen Verteilungen die Verallgemeinerte Extremwertverteilung und insbesondere die Verallgemeinerte logistische Verteilung. Die Lognormalverteilung und die Weibullverteilung hingegen zeichnen sich durch eher schmale Wertebereiche aus.

Die Auswertungen der Ergebnisse der instationären Monte Carlo-Simulationen bestätigen die Beobachtungen, die bei den Auswertungen der langjährigen Messreihen sowie im Rahmen praktischer Fragestellungen erzielt wurden. Die Normal- und die Gumbelverteilung liefern zumeist keine akzeptablen Ergebnisse, so dass die mit diesen Verteilungen erzielten Grundwasserstände für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen nicht geeignet sind. Aufbauend auf den Ergebnissen der instationären Monte Carlo-Simulation werden insbesondere die Verallgemeinerte Extremwert-, die Weibull-, die Pearson-III- sowie die Kappaverteilung für die Auswertung empfohlen, da die Ergebnisse im Mittel nah an denen der empirischen Verteilung liegen und die

Schwankungsbreite der ermittelten Werte im Vergleich aller Verteilungsfunktionen im niedrigen bis mittleren Bereich liegt.

**Tabelle 22:** Differenz zwischen mittlerem Grundwasserstand HW100 und HW100 der empirischen Verteilung sowie Differenz zwischen maximalem und minimalem Grundwasserstand HW100

Grundwasser- messstelle		BM								
		NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO
KP 754	Diff MW-eV	0,11	0,29	-0,01	0,61	0,03	0,04	-0,08	-0,01	0,18
	Max-min	0,92	0,73	1,27	1,25	1,09	1,23	1,32	1,64	1,34
KP 755	Diff MW-eV	-0,18	0,24	-0,05	0,46	-0,08	-0,03	-0,16	0,00	0,19
	Max-min	1,35	2,03	2,52	1,83	2,20	2,35	2,46	2,65	2,65
WAK 777	Diff MW-eV	-0,32	0,32	0,12	0,53	0,01	0,09	0,00	0,05	0,43
	Max-min	1,82	2,54	3,25	2,46	2,85	3,01	3,24	3,43	3,42

#### 11.4.3.3 Berechnungen mit niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen

Die in Abschnitt 11.4.3.2 durchgeführten Berechnungen wurden unter Berücksichtigung von niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen wiederholt. Als Eingangsdaten für die Monte Carlo-Simulation dienten folglich sowohl die mittels eines ARFIMA-Modells simulierten Grundwasserstandsganglinien am südlichen und am nördlichen Modellrand als auch die mittels Markovketten simulierten Zeitreihen für die Grundwasserneubildung. Die in Tabelle 23 zusammengefassten Ergebnisse beruhen erneut auf 20 Jahre umfassenden Grundwasserstandsmessreihen. Für die drei ausgewerteten Grundwassermessstellen wird jeweils der maximale, mittlere und minimale Grundwasserstand HW100 aufgeführt, die sich aus den 50 Auswertungen der insgesamt 1.000 Messreihen ergeben haben. Zum Vergleich ist der sich mittels der empirischen Verteilungsfunktion ergebende Grundwasserstand HW100 angegeben.

**Tabelle 23:** Statistisch an 20 Jahre umfassenden synthetischen Messreihen ermittelte Grundwasserstände HW100 für die Grundwassermessstellen KP 754, KP 755 und WAK 777 unter Berücksichtigung niederschlagsbedingter Grundwasseranstiege

Grundwasser- messstelle		BM									empir. Vert.
		NOR	LN3	GEV	GUM	WEI	PE3	KAP	WAK	GLO	
KP 754	Max	523,38	525,45	525,69	524,52	525,00	524,98	525,69	525,62	525,87	522,75
	Mittel	521,41	523,10	522,72	522,16	522,41	522,42	522,21	522,82	522,88	
	Min	520,20	520,24	519,80	520,73	519,93	519,84	519,85	519,82	519,99	
KP 755	Max	527,39	529,46	529,67	528,24	529,03	529,05	528,81	528,98	529,86	526,76
	Mittel	526,01	527,22	527,10	526,81	526,83	526,88	526,63	527,25	527,32	
	Min	524,46	524,88	524,36	525,05	524,48	524,45	524,53	524,49	524,63	
WAK 777	Max	530,73	534,44	534,64	531,96	533,85	533,61	533,46	534,96	534,67	530,35
	Mittel	529,14	530,47	530,15	530,06	529,90	529,97	529,73	530,11	530,43	
	Min	527,56	528,11	527,48	528,12	527,51	527,55	527,57	527,50	527,71	

Die HW100-Werte, die auf den 20 Jahre umfassenden synthetischen Messreihen beruhen, weisen sehr hohe Schwankungen von bis zu annähernd 6,0 m auf, wobei die Streuung erneut tendenziell mit steigender Parameterzahl der Verteilungsfunktion zunimmt. Im Vergleich mit den HW100-Werten, die anhand der tatsächlichen Grundwassermessungen (siehe Abschnitt 11.4.1) und anhand der Berechnungen ohne niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege (siehe Abschnitt 11.4.3.2) ermittelt wurden, liegen die Werte auch deutlich zu hoch. Die Ursache hierfür liegt vermutlich einerseits darin, dass die Grundwasseranstiege an den Modellrändern nicht aus

den Grundwasserstandszeitreihen herausgerechnet wurden, die für die Festlegung der Randbedingung 1. Art verwendet wurden. Die Grundwasserstandsanstiege sind somit doppelt enthalten. Andererseits besteht die Möglichkeit, dass der vergleichsweise einfache Ansatz, die beobachteten Grundwasseranstiege mit Markovketten nachzubilden, keine zufriedenstellende Ergebnisse liefert. Ggf. wären hierfür Simulationen mit einem Wasserhaushaltsmodell notwendig.

#### 11.4.4 Bewertung der Ergebnisse

Die vorliegenden Ergebnisse zeigen, dass mit den instationären Berechnungen, bei denen nur die Randbedingungen 1. Art geändert wurden, gute bis sehr gute Übereinstimmungen mit den tatsächlichen Messreihen erzielt werden können. Die instationären Monte Carlo-Simulationen können somit ein geeignetes Mittel darstellen, um Bemessungsgrundwasserstände abzuleiten. Grundvoraussetzung hierfür sind ein Grundwassermodell, das die Grundwasserverhältnisse im Modellbereich ausreichend genau wiedergeben kann, gute hydrogeologische Kenntnisse des Modellgebiets und Eingangsdaten, die die Grundwasserdynamik abbilden können. Diese Anforderungen sind im vorliegenden Fall gegeben. Vorteilhaft für die weiteren Auswertungen ist bei der instationären Modellierung, dass die Outputdaten in einer Form vorliegen, die direkt für die extremwertstatistischen Auswertungen herangezogen werden können.

Die Ergebnisse der stationären Monte Carlo-Simulationen sowie der instationären Berechnungen, bei denen zusätzlich niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege berücksichtigt wurden, waren hingegen nicht geeignet, um realistische Grundwasserstände für verschiedene Wiederkehrintervalle zu ermitteln. Bei den stationären Monte Carlo-Simulationen liegen Schwierigkeiten darin, passende Verteilungsfunktionen an die Daten anzupassen, so dass eine zufriedenstellende Wiedergabe der tatsächlichen Grundwasserstände gegeben ist. Auch muss eine realistische Korrelation des abhängigen zweiten Modellrands mit Randbedingung 1. Art gegeben sein, da die Grundwasserstände an den beiden Modellrändern nicht unabhängig voneinander sind. Des Weiteren ist eine Übertragbarkeit der stationären Ergebnisse auf die tatsächlichen instationären Verhältnisse nicht ohne Weiteres möglich. Die Auswertung der Ergebnisse der stationären Modellrechnungen mit den für Zeitreihen entwickelten statistischen Methoden setzt Annahmen zur Autokorrelation der Daten voraus. Mit dem gewählten einfachen Ansatz, eine gewisse Zahl an Messwerten zu einem Jahr zusammenzufassen, haben sich keine sinnvollen Ergebnisse ergeben.

Die Berücksichtigung von niederschlagsbedingten Grundwasseranstiegen konnte weder für die stationären noch für die instationären Berechnungen gelöst werden. In beiden Fällen wiesen die ermittelten Grundwasserstände unrealistische Ergebnisse auf. Während bei den instationären Berechnungen einzelne Berechnungen sehr hohe Grundwasserstände ergaben, lagen die mittels stationärer Monte Carlo-Simulation berechneten Grundwasserstände durchweg deutlich zu hoch. Die Gründe hierfür liegen bei den instationären Berechnungen vermutlich in einer zweifachen Berücksichtigung der Anstiege. Zudem ist der statistische Ansatz zur Ermittlung von Zeitreihen für die Grundwasseranstiege u.U. unpassend. Bei der stationären Monte Carlo-Simulation wurde keine passende Übertragung der zeitlich beschränkten Grundwasseranstiege auf die stationären Verhältnisse bei den Berechnungen gefunden.

Aufbauend auf den bisherigen Ergebnissen ist die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen mithilfe von Monte Carlo-Simulationen nur mittels instationären Berechnungen möglich, bei denen nur die Randbedingungen 1. Art angepasst werden. Für die Berücksichtigung niederschlagsbedingter Grundwasseranstiege sind weitere Untersuchungen notwendig. Dies trifft auch auf die Übertragbarkeit der Ergebnisse der stationären Monte Carlo-Simulationen zu. Ohne weitere Untersuchungen können die einfach durchzuführenden stationären Monte Carlo-Simulationen nicht für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen herangezogen werden.

## 12 Zusammenfassung und Bewertung der Untersuchungen

Für die Erstellung von Bauwerken, die in das Grundwasser reichen, werden in München die beiden Bemessungsgrundwasserstände  $HW_{\text{Bau}}$  für die Bauzeit und  $HW_{\text{End}}$  für den Endzustand gefordert. Neben den gängigen Methoden, diese festzulegen, indem Ganglinien optisch ausgewertet und bestehende Grundwasserisohypsenkarten herangezogen werden, besteht auch die Möglichkeit, statistische Methoden für die Interpretation der Grundwasserstandsmessreihen anzuwenden. Aufbauend auf bestehenden Verfahren wurde in der vorliegenden Arbeit ein neues Verfahren entwickelt, um eine derartige extremwertstatistische Analyse für die Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen durchzuführen. Es umfasst einerseits mit der Block-Maxima- und der Peaks-over-threshold-Methode zwei statistische Verfahren zur Auswertung von stationären Grundwasserganglinien, deren Mittelwert und Schwankungsbreite im Messzeitraum somit in etwa konstant sind. Es konnte gezeigt werden, dass die Block-Maxima-Methode vermutlich bedingt durch die geringe Dynamik der Grundwasserstände für die Auswertung vertrauenswürdiger Ergebnisse liefert als die Peaks-over-threshold-Methode. Andererseits enthält das Verfahren auch Möglichkeiten zur Auswertung trendbehafteter Grundwasserstandsmessreihen. Dies ist insbesondere für zukünftige Auswertungen, bei denen sich ein möglicher Einfluss des Klimawandels auf die Grundwasserstände in Form von veränderter Grundwasserneubildung bemerkbar macht, von Bedeutung.

Bei den Auswertemethoden für stationäre Grundwasserstandsmessreihen wurden die in den bestehenden Verfahren getroffenen Annahmen überprüft. Anhand der Ergebnisse von Auswertungen an mehreren langjährigen Messreihen sowie den Erfahrungen aus praktischen Fragenstellungen, in denen die statistische Auswertung angewendet wurde, wurden Empfehlungen für die Anwendung der statistischen Methoden auf Grundwasserstandsdaten gemacht, wobei darauf hingewiesen wird, dass diese zunächst nur für die Bedingungen im Untersuchungsgebiet zutreffen. Bei der Anwendung des Verfahrens in hiervon abweichenden hydrogeologischen Bedingungen müssen Auswertungen vorgenommen werden, um zu überprüfen, ob die Empfehlungen auch für diese geänderten Bedingungen übernommen werden können. Die Ergebnisse der Analysen sowie die Empfehlungen umfassen folgende Punkte:

- Die Verwendung des Kalender- oder des hydrologischen Jahres bei der Block-Maxima-Methode hatte einen nur sehr geringen Einfluss auf die Ergebnisse. Bei der Peaks-over-threshold-Methode sollten verschiedene Verfahren zur Festlegung des Schwellenwertes herangezogen werden.
- Der Einfluss des angesetzten Abstandes, bei dem die jährlichen Maximalwerte bzw. die Peaks als unabhängig gewertet werden können, war gering. Die Festlegung eines Einzelwertes als Kriterium für die Unabhängigkeit wird zudem kritisch gesehen, da dieser Wert maßgeblich von der Grundwasserdynamik abhängt. Als Standardwert, der wie beschrieben abhängig von der Grundwasserdynamik ggf. geändert werden sollte, wurde ein Abstand von 28 Tagen angesetzt.
- Bei nicht-täglichen Messungen sollte den Grundwasserstandsmessreihen ein Zuschlag hinzuaddiert werden, der den hierdurch auftretenden Fehler – mit steigendem Messintervall erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, den Maximalwert nicht zu erfassen – reduziert. Das Vorgehen nach VOGT ET AL. (2006) wurde hierfür um eine lineare Regression erweitert. Zudem wurde gezeigt, dass die Annahme, dass der Zuschlag unabhängig vom Grundwasserstand ist, nicht bei allen Grundwasserstandsmessreihen zutrifft. Ggf. muss hier eine Anpassung des Zuschlags in Abhängigkeit von der Höhe des Grundwasserstands erfolgen. Dies ist im Einzelfall durch eine Analyse der Messreihen zu untersuchen.

- Die Messreihenlänge für statistische Auswertungen sollte mindestens 20 bis 25 Jahre betragen.
- Historische Extremereignisse können bei der statistischen Auswertung berücksichtigt werden, wenn Daten hierzu vorliegen. Es muss in diesem Fall jedoch genau geprüft werden, ob sich die hydrogeologischen Bedingungen seit dem historischen Extremereignis maßgeblich geändert haben und ob der vorliegende historische Grundwasserstand vertrauenswürdig ist. Bei interpolierten Grundwasserständen mit großem Abstand zu den Stützstellen ist dies beispielsweise kritisch zu hinterfragen.
- Von den angewandten Verteilungsfunktionen (Normal-, Lognormal-, Verallgemeinerte Extremwert-, Gumbel-, Fréchet-, Weibull-, Pearson-III-, Kappa-, Wakeby-, Verallgemeinerte logistische und Paretoverteilung) wurde nur vereinzelt eine Anpassung durch Anpassungstests abgelehnt. Nichtsdestotrotz haben sich auf Grundlage der Auswertungen mit langjährigen Messreihen einzelne Verteilungen als weniger geeignet erwiesen. Insbesondere die Normalverteilung sollte nicht verwendet werden, ebenso nicht die Verallgemeinerte Paretoverteilung bei der Block-Maxima-Methode. Zudem wurden mit der Gumbelverteilung keine zufriedenstellenden Anpassungen erzielt.
- Hinsichtlich der zu verwendenden Parameterschätzmethoden können keine Empfehlungen ausgesprochen werden. Alle Methoden lieferten zumeist akzeptable Ergebnisse.
- Die bei der BM-Methode mit dem Verfahren nach DVWK (1999) ermittelten Konfidenzintervalle sind im Vergleich zu den mittels Bootstrapping erzeugten Konfidenzintervallen schmaler, wobei die mittels parametrischem Bootstrap berechneten Konfidenzintervalle zumeist nicht stark von denen nach DVWK (1999) abweichen. In dem vorgestellten Verfahren wird die Bestimmung der Konfidenzintervalle nach DVWK (1999) empfohlen, wobei die mittels Bootstrapping erzeugten Konfidenzintervalle als Kontrolle genutzt werden können. Die Anwendung von Bootstrapping erzielte bei der POT-Methode keine zufriedenstellenden Ergebnisse und wird deshalb nicht empfohlen.

Gerade im innerstädtischen Bereich sind die zur Verfügung stehenden Grundwasserstandsmessreihen selten unbeeinflusst. Mit dem Wiener-Mehrkanalfilter und Transferfunktionsmodellen umfasst das vorgestellte Verfahren zwei Möglichkeiten, anthropogene Beeinflussungen zu identifizieren oder Lücken in den Messreihen zu füllen. So kann der Umfang einer Messreihe erhöht werden, um belastbarere Prognosen von Grundwasserständen zu erzielen. Des Weiteren wurden einfach anwendbare Auswertungen vorgestellt, um Einflüsse wie die Bauzeit und den Ausführungszeitraum zu berücksichtigen, um realistischere Bemessungsgrundwasserstände bei niedriger Jährlichkeit festzulegen.

Neben den Auswertungen realer Messreihen wurde das statistische Verfahren auch auf synthetische Messreihen, die mit einem numerischen Grundwassermodell und Monte Carlo-Simulationen erzeugt wurden, angewendet. Der Vorteil dieser Messreihen gegenüber tatsächlichen Messreihen liegt zum einen in der beliebigen Länge der Messreihen und Kürze des Messintervalls, zum anderen umfassen diese Messreihen keinerlei anthropogene Veränderungen oder sonstige Instationaritäten. Die Voraussetzungen für die Anwendung statistischer Verfahren werden somit ideal erfüllt. An einem Grundwassermodell im Bereich des im Westen von München gelegenen Stadtteils Freiam wurden Monte Carlo-Simulationen durchgeführt, bei denen die Randbedingungen im Süden und Norden des Modells variiert und teilweise niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege simuliert wurden. Für die Erzeugung der Eingangszeitreihen bei den instationären Modellrechnungen haben sich hierbei ARFIMA-Zeitreihenmodelle gegenüber Markovketten, ARIMA-Modellen und mit künstlichen neuronalen Netzen kombinierten Zeitreihenmodellen als am geeignetsten erwiesen. Für die Erzeugung der Zeitreihen für die niederschlagsbedingten Grundwasseranstiege wurden Markovketten eingesetzt.

Die durchgeführten stationären Monte Carlo-Simulationen waren nicht geeignet, um Bemessungsgrundwasserstände abzuschätzen. Es wurden bislang weder für die Übertragung der stationären Ergebnisse auf die tatsächlich vorliegenden instationären Verhältnisse (siehe Tabelle 19) noch für die Anpassung der niederschlagsbedingten Grundwasseranstiege an den stationären Fall (Abschnitt 11.4.3.3) geeignete Verfahren zur zuverlässigen Festlegung von Bemessungsgrundwasserständen gefunden.

Die mit den instationären Monte Carlo-Simulationen am Modell Freiham erzeugten annähernd 1.000 Jahresmessreihen wurden in knapp 50 Messreihen mit einer Länge von jeweils 20 Jahren unterteilt, da diese Länge den Messreihenlängen der zum Vergleich herangezogenen Grundwassermessstellen am nächsten kam. Die bei den Berechnungen ohne Berücksichtigung niederschlagsbedingter Grundwasseranstiege erzielten Ergebnisse stimmen mit den mittels statistischen Verfahren für die Vergleichsmessstellen im Modellgebiet berechneten Grundwasserstände verschiedener Jährlichkeiten gut überein. Es konnte somit gezeigt werden, dass die Vorgehensweise grundsätzlich geeignet ist, um Bemessungsgrundwasserstände abzuleiten. Voraussetzung hierfür ist ein geeignetes Grundwassermodell und eine ausreichende Kenntnis sowie Berücksichtigung der Grundwasserdynamik. Aus den Auswertungen ergaben sich weitere Erkenntnisse hinsichtlich der statistischer Auswertungen von Grundwasserstandsmessreihen, die die oben zusammengestellten, auf tatsächlichen Messreihen beruhenden Ergebnisse ergänzen:

- Für die annähernd 50 untersuchten 20 Jahre umfassenden synthetischen Grundwassermessreihen zeigten die Verallgemeinerter Extremwert-, Weibull-, Pearson-III-, Kappa- und Wakebyverteilung die geringsten Abweichungen von den mit der empirischen Verteilung der annähernd 1.000 Jahre umfassenden, synthetischen Gesamtmessreihe abgeleiteten Grundwasserständen. Die Verallgemeinerten logistischen, Lornormal-, Gumbel- und Normalverteilung konnten diese nur unzureichend wiedergeben.
- Die Streuung der einzelnen 20 Jahre umfassenden Messreihen war tendenziell bei Verteilungen mit einer geringen Anzahl an Parametern niedriger und stieg mit zunehmender Parameteranzahl.
- Auf Grundlage der Ergebnisse der Monte Carlo-Simulationen zeigen die Verallgemeinerte Extremwert-, die Weibull-, die Pearson-III- sowie die Kappaverteilung tendenziell die präzisesten Ergebnisse bei einem vergleichsweise geringen Schwankungsbereich. Diese vier Verteilungen werden deshalb für die Auswertung empfohlen.

Bei Berücksichtigung der niederschlagsbedingten Grundwasseranstiege führt die instationären Monte Carlo-Simulationen zu einer Überschätzung der maximalen Grundwasserstände. Vermutlich müssten die Grundwasserstände, die als Randbedingung 1. Art am südlichen und am nördlichen Modellrand angesetzt werden, um das Maß der Grundwasseranstiege reduziert werden, um eine doppelte Berücksichtigung der Grundwasseranstiege zu vermeiden. Weitere Untersuchungen sind hierzu erforderlich.

### 13 Ausblick

In der vorliegenden Arbeit wurde ein auf der Extremwertstatistik beruhendes Auswerteverfahren für Grundwasserstandsmessreihen vorgestellt, bei dem noch einige Fragen offenbleiben.

Die vorgestellten Auswertungen wurden an Messreihen von quartären Grundwassermessstellen durchgeführt, die sich im Bereich der Münchner Schotterebene befinden. Alle Grundwassermessstellen zeichnen sich dadurch aus, dass der Aquifer, den sie erschließen, ungespannt ist. Zudem sind die hydrogeologischen Verhältnisse im Bereich der Münchner Schotterebene als vergleichbar einfach zu bewerten, auch wenn weitergehende Einflüsse in Form von unterirdischen Zuflüssen, einem ausgeprägten Relief der Quartär-Tertiär-Grenze und weiteren Faktoren durchaus vorliegen. Eine Übertragung des entwickelten Verfahrens auf komplexere hydrogeologische Verhältnisse und gespannte Aquifere wäre jedoch von Interesse. Bei den vorliegenden Messreihen hat sich die Anwendung der Peaks-over-threshold-Methode zudem als oftmals wenig vertrauenswürdig gezeigt. Die Anwendung der BM- und der POT-Methode auf unterschiedlichen Grundwasserdynamiken und weitergehende Untersuchungen zur Eignung der beiden Herangehensweisen in unterschiedlichen Aquifertypen und insbesondere bei höherer Grundwasserdynamik könnte das vorliegende Auswerteverfahren weiter verbessern.

Für den Fall, dass die auszuwertenden Messreihen Datenlücken umfassen, können diese u.a. mittels zwei Verfahren, dem Wiener-Mehrkanalfilter und Transferfunktionsmodellen, geschlossen werden. Bei den in Abschnitt 9.2.3.2 beschriebenen Auswertungen hat sich gezeigt, dass keine eindeutige Aussage getroffen werden kann, wann welche der beiden Methode die besseren Ergebnisse liefert. Hierzu sollten noch weitere Untersuchungen an zusätzlichen Grundwassermessreihen durchgeführt werden.

Für die Festlegung des Bemessungsgrundwasserstandes für den Endzustand  $HW_{\text{End}}$  wird in München üblicherweise auf den rekonstruierten Grundwasserstand des Grundhochwassers aus dem Jahr 1940 zuzüglich eines Sicherheitszuschlags von 30 cm zurückgegriffen. Bei Anwendung von statistischen Analysen ergibt sich hieraus die Frage, wie mit Ergebnissen dieser Analysen umgegangen werden soll, wenn die Grundwasserstände für 100- oder 200-jährliche Wiederkehrintervalle zuzüglich eines Sicherheitszuschlags, wie sie für den  $HW_{\text{End}}$  angesetzt werden, unterhalb des Werts  $HW_{1940} + 30$  cm liegen. Es ist, v.a. aus juristischer und versicherungstechnischer Sicht, zu klären, welche Auswirkungen drohen, falls der statistisch ermittelte Grundwasserstand angesetzt wird und dann ein Grundwasserstand eintritt, der zwischen diesem und dem Grundwasserstand  $HW_{1940} + 30$  cm liegt.

In Abschnitt 10 wurde ein Verfahren zur Durchführung von stationären und instationären Monte Carlo-Simulationen aufgezeigt. In den in Abschnitt 11 vorgestellten Berechnungen der instationären Monte Carlo-Simulationen ohne niederschlagsbedingte Grundwasseranstiege konnte eine gute bis sehr gute Übereinstimmung der mittels Monte Carlo-Simulationen erzeugten synthetischen Messreihen mit den Feldmessungen erzielt werden. Grundlage hierfür war, dass die mittels ARFIMA-Modellen generierten Eingangsmessreihen gut mit den gemessenen Grundwasserganglinien übereinstimmten. Genauere Untersuchungen zur Eignung verschiedener statistischer Verfahren – Zeitreihenmodelle, Markovketten, ggf. weitere Verfahren, z.B. basierend auf künstlicher Intelligenz – wären allerdings von Vorteil, um für unterschiedliche Grundwasserdynamiken das jeweils passende Verfahren wählen zu können.

Anhand der Ergebnisse der instationären Monte Carlo-Simulationen wurde eine Empfehlung ausgesprochen, welche Verteilungsfunktionen besonders für die statistische Auswertung geeignet

erscheinen. Die Auswertungen hierzu sollten erweitert werden auf unterschiedliche Messreihenlänge, abweichende hydrogeologische Verhältnisse und unterschiedliche Grundwasserdynamiken.

Die Durchführung stationärer Monte Carlo-Simulationen hat sich, insbesondere auch wegen der einfacheren Erzeugung der Eingangsdaten, im Vergleich zu den instationären Monte Carlo-Simulationen als unkomplizierter erwiesen. Die Auswertung der instationären MCS ist jedoch insofern einfacher durchzuführen, da sie in Form von jährlichen Messreihen und nicht Einzelwerten vorliegen. Weitere Untersuchungen zur Übertragbarkeit der Ergebnisse von der stationären auf die instationäre Monte Carlo-Simulation wären hier von Vorteil.

Aufgrund der in Abschnitt 11.1.5 dargelegten Limitierungen eines jeden Grundwassermodells sind die Aussagen derartiger Modelle und somit auch die Aussagen der Monte Carlo-Simulationen mit Unsicherheiten behaftet. Zur Bewertung der Aussagekraft wird für die Zukunft eine Kombination des Verfahrens mit einer Unsicherheitsanalyse des Grundwassermodells befürwortet.

In dem in Abschnitt 9 vorgestellten Verfahren wurde auch der Fall behandelt, dass Trends in Grundwasserständen auftreten. Angesichts der mit dem Klimawandel verbundenen prognostizierten Änderungen in der Grundwasserneubildung und den hieraus folgenden Auswirkungen auf die Grundwasserstände wäre die Durchführung von Monte Carlo-Simulationen, die die Ergebnisse von Berechnungen zur geänderten Grundwasserneubildung enthalten, von großem Interesse. Die in dieser Arbeit geleisteten Vorarbeiten können als Grundlage für solche Berechnungen herangezogen werden.

**Literaturverzeichnis**Bücher, Zeitschriftenartikel, Tagungsbeiträge

- ANDERSON, T.W., DARLING, D.A. (1952): Asymptotic theory of certain „goodness of fit“ criteria based on stochastic processes.- *Annals of Mathematical Statistics* **23** (2) (1952), S. 193-212; Baltimore.
- ARBEITSKREIS AK 2.4 „BAUGRUBEN“ DER DEUTSCHEN GESELLSCHAFT FÜR GEOTECHNIK E.V. (2012): Empfehlungen des Arbeitskreises „Baugruben“ EAB.- 330 S., 5. Auflage; Ernst & Sohn (Berlin).
- ASMUTH, J.-R. v. (2012): Groundwater System Identification through Time Series Analysis.- 221 S.; Dissertation an der Technischen Universität Delft (Delft).
- BALKEMA, A.A., DE HAAN, L. (1974): Residual life time at great age.- *Annals of Probability* **2** (5) (1974), S. 792-804; Hayward.
- BARDSLEY, E. (2017): A class of probability distributions for application to non-negative annual maxima.- *Hydrology and Earth System Sciences Discussions*, <https://doi.org/10.5194/hess-2017-198>, abgerufen am 15.02.2018.
- BAUER, M., NEUMANN, P., THURO, K., SCHOLZ, M. (2005): Die Geologie des Münchner Untergrunds und seine Bedeutung für die Baugrundmodellbildung in städtischen Gebieten.- *Geotechnik* **2** (2005), S. 83-92; Essen.
- BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT (2009): Hydrogeologische Karte von Bayern 1:500.000 mit Erläuterungen.- Bayerisches Landesamt für Umwelt (Augsburg).
- BAYERISCHES LANDESAMT FÜR UMWELT (2015): Unter Beobachtung: Messstelle in Eglfing erfasst seit 100 Jahren das Grundwasser in der Münchner Schotterebene.- *Pressemeldung* 11/15, [http://www.lfu.bayern.de/presse/pm\\_detail.htm?ID=670](http://www.lfu.bayern.de/presse/pm_detail.htm?ID=670), abgerufen am 21.08.2015.
- BAYERISCHES LANDESAMT FÜR WASSERWIRTSCHAFT (1983): Grundwassertemperaturen München.- 26 S., *Informationsberichte des Bayerischen Landesamtes für Wasserwirtschaft*, Heft 6/83; Bayerisches Landesamt für Wasserwirtschaft (München).
- BAYERISCHES STAATSMINISTERIUM FÜR LANDESENTWICKLUNG UND UMWELTFRAGEN (1980): *Wasserwirtschaftlicher Rahmenplan Isar, Band I: Planung und Gutachten*.- 318 S.; München (Oldenbourg Verlag).
- BELKE, D. (1974): Die statistische Analyse von Grundwasserständen mit dem Ziel der Extremwertprognose.- 99 S.; Dissertation an der Technischen Hochschule Darmstadt (Darmstadt).
- BERTLEFF, B., PLUM, H., SCHUFF, J., STICHLER, W., STORCH, D.H., TRAPP, C. (2001): Wechselwirkungen zwischen Baggerseen und Grundwasser – Ergebnisse isopenhydrologischer und hydrochemischer Untersuchungen im Teilprojekt 6 des Forschungsvorhabens „Konfliktarme Baggerseen (KaBa)“.- In: BADEN-WÜRTTEMBERGISCHES LANDESAMT FÜR GEOLOGIE, ROHSTOFFE UND BERGBAU (2001) [Hrsg.] *Informationen* **10**, 64 S.; Freiburg.
- BLASY, L. (1974): Die Grundwasserverhältnisse in der Münchner Schotterebene westlich der Isar.- 103 S.; Dissertation an der Fakultät für Allgemeine Wissenschaften der TU München (München).

- BÖTTCHER, S., MERZ, C., LISCHIED, G., DANNOWSKI, R. (2014): Using Isomap to differentiate between anthropogenic and natural effects on groundwater dynamics in a complex geological setting.- *Journal of Hydrology* **519**, Part B (2014), S. 1634-1641; Amsterdam.
- BOX, G.E.P., JENKINS, G.M., REINSEL, G.C. (2008): *Time Series Analysis – Forecasting and Control*.- 4. Aufl., 746 S.; Wiley (Hoboken).
- BRUNS, J., TRETENBACH, T. (2003): Bauen im Grundwasser: wasserwirtschaftliche und wasserrechtliche Aspekte.- In: Vogt, N. (2003) [Hrsg.]: 2. Geotechnik-Tag in München: Bauen im Grundwasser, S. 3-12; München.
- BUCHER, B. (1999): Die Analyse von Grundwasserganglinien mit dem Wiener-Mehrkanal-Filter.- *Grundwasser* **4** (3) (1999), S. 113-118; Berlin, Heidelberg.
- BUND DER INGENIEURE FÜR WASSERWIRTSCHAFT, ABFALLWIRTSCHAFT UND KULTURBAU E.V. (BWK) (2009): Merkblatt BWK-M8 – Ermittlung des Bemessungsgrundwasserstandes für Bauwerksabdichtungen.- 27. S.; Fraunhofer IRB Verlag (Stuttgart).
- CHAVEZ-DEMOULIN, V., DAVISON, A.C. (2012): Modelling time series extremes.- *REVSTAT* **10** (1) (2012), S. 109-133; Lissabon.
- COGORNO, J. (2019): Estimation of groundwater fluctuations using a transient groundwater model and Monte Carlo simulations.- 62 S.; unveröffentlichtes Study Project am Lehrstuhl für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (München).
- COLES, S. (2001): *An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values*.- 208 S.; Springer (London, Berlin).
- COWPERTWAIT, P.S.P., METCALFE, A.V. (2009): *Introductory Time Series with R*.- 254 S.; Springer (Dordrecht, Heidelberg).
- CRYER, J.D., CHAN, K.-S. (2008): *Time Series Analysis With Applications in R*.- 2. Auflage, 491 S.; Springer (New York).
- CZADO, C., SCHMIDT, T. (2011): *Mathematische Statistik*.- 258 S.; Springer-Verlag (Heidelberg, Dordrecht).
- DAVISON, A.C., HINKLEY, D.V. (1997): *Bootstrap Methods and their Application*.- 582 S.; Cambridge University Press (Cambridge).
- DEUTSCHE STRATIGRAPHISCHE KOMMISSION (2002): *Stratigraphische Tabelle von Deutschland 2002*.- Potsdam, Frankfurt.
- DEUTSCHE VEREINIGUNG FÜR WASSERWIRTSCHAFT, ABWASSER UND ABFALL E.V. (DWA) (2012): *Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten*.- 90 S., DWA-Merkblätter 552; DWA (Hennef).
- DEUTSCHER VERBAND FÜR WASSERWIRTSCHAFT UND KULTURBAU E.V. (DVWK) (1999): *Statistische Analyse von Hochwasserabflüssen*.- 42 S., DVWK Merkblätter zur Wasserwirtschaft 251; Wirtschafts- und Verl.-Ges. Gas und Wasser (Bonn).
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR NORMUNG (1994): *DIN 4049-3 Hydrologie, Teil 3: Begriffe zur quantitativen Hydrologie*.- 80 S.; Beuth Verlag (Berlin).
- DIERSCH, H.-J. G. (2014): *FEFLOW - Finite Element Modeling of Flow, Mass and Heat Transport in Porous and Fractured Media*.- 996 S.; Springer (Heidelberg, New York).

- DOHERTY, J. (2018): PEST - Model-Independent Parameter Estimation.- 7. Auflage, 368 S.
- DOHR, F., GRUBAN, W. (1999): Grundwasser-Überwachungssystem der Landeshauptstadt München.- 167 S.; [http://www.muenchen.de/rathaus/Stadtverwaltung/Referat-fuer-Gesundheit-und-Umwelt/Wasser\\_und\\_Boden/Grundwasser.html](http://www.muenchen.de/rathaus/Stadtverwaltung/Referat-fuer-Gesundheit-und-Umwelt/Wasser_und_Boden/Grundwasser.html), abgerufen am 13.03.2015.
- DOHR, F. (2004): HW 40-Kartenerstellung.- 4 S., unveröffentlicht.
- DOLLMANN, H.D. (1966): Auswertung der Ergebnisse der Grundwasserabsenkung zwischen Finauer- und Stengelstraße.- 68 S.; unveröffentl. Diplomarbeit an der TU München (München).
- DULLER, C. (2008): Einführung in die nichtparametrische Statistik mit SAS und R.- 414 S.; Physica-Verlag (Heidelberg).
- DUPUIS, D.J., FIELD, C.A. (1998): A Comparison of confidence intervals for generalized extreme value distributions.- *Journal of Statistical Computation Simulation* **61** (4) (1998), S. 341-360; London.
- EIBL, J., RUCKENBROD, C., SCHLÜTER, F.-H., HAß, H., LÖFFLER, M., SCHMID, C. (2003): Hochwasserschäden am Schürmannbau Teil 1.- *Beton- und Stahlbetonbau* **98** (8) (2003), S. 453-463; Berlin.
- EXLER, H.J. (1967): Hydrogeologische Profile der V-Bahn-Trasse zwischen Haupt- und Ostbahnhof der Landeshauptstadt München.- *Deutsche Gewässerkundliche Mitteilungen*, S. 101-111; Koblenz.
- FAHRMEIR, L., KÜNSTLER, R., PIGEOT, I., TUTZ, G. (2011): Statistik – Der Weg zur Datenanalyse.- 610 S.; Springer-Verlag (Heidelberg, Dordrecht).
- FANK, J., FUCHS, K. (1999): Anwendung der Extremwertstatistik in der Hydrologie von Porengrundwasservorkommen.- In: Bundesministerium für Land- und Forstwirtschaft, Umwelt und Wasserwirtschaft (1999) [Hrsg.], *Mitteilungsblatt des Hydrographischen Dienstes in Österreich*, Nr. 78, S. 31-45; Wien.
- FARAH, S. (2020): Comparison of the results of steady-state and transient Monte Carlo simulations with a groundwater model.- 117 S.; unveröffentlichte Masterarbeit am Lehrstuhl für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (München).
- FAWCETT, L. (2012): Chapter 5 – Non-stationary extremes.- Vorlesungsskript zum Kurs MAS8391 an der Newcastle University (Newcastle).
- FELDMANN, L. (1990): Jungquartäre Gletscher- und Flussgeschichte im Bereich der Münchener Schotterebene.- 355 S.; Dissertation (Düsseldorf).
- FELDMANN, L. (1994): Die Terrassen der Isar zwischen München und Freising.- *Zeitschrift der Deutschen Geologischen Gesellschaft* **145** (2) (1994), S. 233-248; Hannover.
- FISHER, R.A., TIPPETT, L.H.C. (1928): Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample.- *Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society* **24** (2) (1928), S. 180-190; Cambridge.
- FÜRST, J., BICHLER, A., KONECNY, F. (2011): Ermittlung extremer Grundwasserstände.- In: BUNDESMINISTERIUM FÜR LAND- UND FORSTWIRTSCHAFT, UMWELT UND WASSERWIRTSCHAFT (2011) [Hrsg.], *Mitteilungsblatt des Hydrographischen Dienstes in Österreich*, Nr. 87, S. 1-44; Wien.

- FÜRST, J., BICHLER, A., KONECNY, F. (2015): Regional Frequency Analysis of Extreme Groundwater Levels.- *Groundwater* **53** (3) (2015), S. 414-423; Chichester.
- GEBHARDT, P. (1968): Die geologischen und hydrogeologischen Verhältnisse beim Münchner U-Bahn-Bau.- 144 S.; Dissertation an der TU München (München).
- GIBBARD, P.L., HEAD, M.J., WALKER, M.J.C., SUBCOMMISSION ON QUARTERNARY STRATIGRAPHY (2010): Formal ratification of the Quaternary System/Period and the Pleistocene Series/Epoch with a base at 2.58 Ma.- *Journal of Quaternary Science* **25** (2) (2010), S. 96-102 ; New York.
- GIRMSCHIED, G., MOTZKO, C. (2007) : Kalkulation und Preisbildung in Bauunternehmen - Grundlagen, Methodik und Organisation.- 378 S. ; Springer (Berlin, Heidelberg).
- GNEDENKO, P.B. (1943): Sur la distribution limite du terme maximum d'une série aléatoire.- *Annals of Mathematics* **44** (3) (1943), S. 423-453 ; Princeton.
- GRANGER, C.W.J., JOYEUX, R. (1980): An introduction to long-memory time series models and fractional differencing.- *Journal of Time Series Analysis* **1** (1), S. 15-19; Hoboken.
- GREENWOOD, J.A., MACIUNAS LANDWEHR, J., MATALAS, N.C., WALLIS, J.R. (1979): Probability Weighted Moments: Definition and Relation to Parameters of Several distributions Expressible in Inverse Form.- *Water Resources Research* **15** (5) (1979), S. 1049-1054; Washington, DC.
- GROß, J. (2010): Grundlegende Statistik mit R.- 260 S.; Vieweg + Teubner (Wiesbaden).
- GROSSMANN, J., SKOWRONEK, F. (2005): Quantifizierung anthropogener Veränderungen der Grundwasserstände mit dem Wiener-Mehrkanal-Filter.- *Grundwasser* **10** (3) (2005), S. 157-166; Berlin, Heidelberg.
- HAAF, E. (2015): Extremvärdesanalys av grundvattennivåmätserier.- 39 S.; Examensarbeit an der Königlich-Technischen Hochschule Stockholm.
- HEALY, R.W. (2010): Estimating Groundwater Recharge.- 245 S.; Cambridge University Press (Cambridge, New York).
- HEDDERICH, J., SACHS, L. (2016): Angewandte Statistik - Methodensammlung mit R.- 968 S.; Springer (Berlin, Heidelberg).
- HELTON, J.C., DAVIS, F.J. (2000): Sampling-based methods.- In: Saltelli, A., Chan, K., Scott, E.M. (2010) [Hrsg.]: *Sensitivity Analysis*; S. 101-154; Chichester (John Wiley & Sons).
- HINTZE, J.L., NELSON, R.D. (1998): Violin Plots: A Box Plot-Density Trace Synergism.- *The American Statistician* **52** (2) (1998), S. 182-184; Abingdon.
- HIPEL, K.W., MCLEOD, A.I. (1994): Time series modelling of water resources and environmental systems.- 1013 S.; Elsevier (Amsterdam, London).
- HOFSTADLER, C., KUMMER, M. (2017): Chancen- und Risikomanagement in der Bauwirtschaft.- 717 S.; Springer-Verlag (Berlin).
- HOSKING, J.R.M. (1981): Fractional differencing.- *Biometrika* **68** (1) (1981), S. 165-176; Oxford.
- HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R., WOOD, E.F. (1985): Estimation of the Generalized Extreme-Value Distribution by the Method of Probability-Weighted Moments.- *Technometrics* **27** (3) (1985), S. 251-261; Oxford.

- HOSKING, J.R.M. (1989): Some theoretical results concerning L-Moments.- Research Report RC 14492, IBM Research Division; Yorktown Heights.
- HOSKING, J.R.M. (1990): L-moments: analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics.- *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, **52** (1) (1990), S. 105-124; Hoboken.
- HOSKING, J.R.M. (1994): The four-parameter kappa distribution.- *IBM Journal of Research and Development* **38** (3) (1994), S. 251-258; New York.
- HOSKING, J.R.M., WALLIS, J.R. (1997): *Regional Frequency Analysis*.- 224 S.; Cambridge University Press (Cambridge, New York).
- IMAN, R.L., HELTON, J.C. (1985): A Comparison of Uncertainty and Sensitivity Analysis Techniques for Computer Models.- Technical Report SAND84-1461, Sandia National Laboratories, Albuquerque.
- JERZ, H. (1993): *Geologie von Bayern II – Das Eiszeitalter in Bayern*.- 243 S.; Schweizerbart (Stuttgart).
- JOINT RESEARCH CENTER OF THE EUROPEAN COMMISSION, INSTITUTE FOR THE PROTECTION AND SECURITY OF THE CITIZEN (2001): *SimLab 1.1 Reference Manual*.
- KABLUCHKO, Z. (2017): *Skript zur Vorlesung Mathematische Statistik*.- 222 S.; Vorlesungsskript an der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster (Münster).
- KENDALL, M.G. (1948): *Rank Correlation Methods*.- 160 S.; C. Griffin (London).
- KERL, M., RUNGE, N., TAUCHMANN, H., GOLDSCHIEDER, N. (2012): Hydrogeologisches Konzeptmodell für die thermische Grundwassernutzung.- *Grundwasser* **17** (2012), S. 127-135; Berlin, Heidelberg.
- KLIWA-AG GRUNDWASSER (2011): Langzeitverhalten von Grundwasserständen, Quellschüttungen und grundwasserbürtigen Abflüssen in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.- In: Arbeitskreis KLIWA (2011) [Hrsg.], *KLIWA-Berichte*, Heft 16, 148 S.
- KLIWA-AG Grundwasser (2012): Auswirkungen des Klimawandels auf Bodenwasserhaushalt und Grundwasserneubildung in Baden-Württemberg, Bayern und Rheinland-Pfalz.- In: Arbeitskreis KLIWA (2012) [Hrsg.], *KLIWA-Berichte*, Heft 17, 112 S.
- KLIWA-AG Grundwasser (2017): Entwicklung von Bodenwasserhaushalt und Grundwasserneubildung in Baden-Württemberg, Bayern, Rheinland-Pfalz und Hessen (1951-2015).- In: Arbeitskreis KLIWA (2017) [Hrsg.], *KLIWA-Berichte*, Heft 21, 102 S.
- KOTZ, S., NADARAJAH, S. (2000): *Extreme Value Distributions – Theory and Application*.- 185 S. ; Imperial College Press (London).
- KYSELÝ, J. (2008): A Cautionary Note on the Use of Nonparametric Bootstrap for Estimating Uncertainties in Extreme-Value Models.- *Journal of applied meteorology and climatology* **47** (12) (2008), S. 3236-3251; Boston.
- LAIO, F. (2004): Cramer-von Mises and Anderson-darling goodness of fit tests for extreme value distributions with unknown parameters.- *Water Resources Research* **40** (9) (2004), S. 1-10; Washington, DC.
- LALBAT, F., PHILIPPE, S., LUCQUIAUD, P., BOYD, R.D. (2015): Analysis and prediction of extreme groundwater levels for Hinkley Point C nuclear power station (United Kingdom).- In: WINTER,

- M.G., SMITH, E.M., ELDRED, P.J.L., TOLL (2015) [Hrsg.], Proceedings of the XVI ECSMGE: Geotechnical Engineering for Infrastructure and Development, S. 2805-2810; London.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (1988-1992): Rekonstruktion der Grundwasserhöhengleichen des Hochwassers vom Sommer 1940 (HW 1940); München.
- LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (2010): Merkblatt für Bauvorhaben, die in das Grundwasser hineinreichen.- [http://www.muenchen.de/rathaus/Stadtverwaltung/Referat-fuer-Gesundheit-und-Umwelt/Wasser\\_und\\_Boden/Bauvorhaben\\_im\\_Grundwasser.html](http://www.muenchen.de/rathaus/Stadtverwaltung/Referat-fuer-Gesundheit-und-Umwelt/Wasser_und_Boden/Bauvorhaben_im_Grundwasser.html), abgerufen am 20.08.2015
- LEMCKE, K. (1988): Geologie von Bayern I - Das bayerische Alpenvorland vor der Eiszeit.- 175 S.; Schweizerbart (Stuttgart).
- LIN, Z. (2019): Anwendung des Wiener-Mehrkanalfilters und von Transferfunktionsmodellen auf Grundwasserstandsmessreihen und Vergleich der Ergebnisse.- 85 S.; unveröffentlichte Bachelorarbeit am Lehrstuhl für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (München).
- LINK, J. (2017): Zwei Aspekte bei der Anwendung von statistischen Verfahren zur Auswertung von Grundwasserstandsmessungen.- 74 S.; unveröffentlichte Masterarbeit am Lehrstuhl für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (München).
- LISCHEID, G., STEIDL, J., MERZ, C. (2012): Funktionalanalyse versus Trendanalyse zur Abschätzung anthropogener Einflüsse auf Grundwasserganglinien.- Grundwasser **17** (2) (2012), S. 79-89; Berlin, Heidelberg.
- LITT, T., ELLWANGER, D., VILLINGER, E., WANSA, S. (2005): Das Quartär in der Stratigraphischen Tabelle von Deutschland 2002.- Newsletters on Stratigraphy **41**, 1-3 (2006), S. 385-399; Berlin, Stuttgart.
- LOÁICIGA, H.A. (2015): Probability Distributions in Groundwater Hydrology: Methods and Applications.- Journal of Hydrologic Engineering (ASCE) **20** (5) (2015), 13 S.; Reston.
- MANN, H.B. (1945): Nonparametric tests against trend.- Econometrica **13** (3) (1945), S. 245-259; New York.
- MAYER, C. (2016): Estimation of the range of variation for groundwater levels using Monte Carlo Simulation and Latin Hypercube Sampling.- 50 S.; unveröffentlichtes Study Project am Lehrstuhl für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (München).
- MCKAY, M.D., CONOVER, W.J., BECKMAN, R.J. (1979): A comparison of three methods for selecting values of input variables in the analysis of output from a computer code.- Technometrics **21**, S. 239-245.
- MEßER, J. (2008): Ein vereinfachtes Verfahren zur Berechnung der flächendifferenzierten Grundwasserneubildung in Mitteleuropa. 60 S.; Lippe Wassertechnik.
- MEYER, R.K.F., SCHMIDT-KALER, H. (1997): Wanderungen in die Erdgeschichte (8) - Auf den Spuren der Eiszeit südlich von München - östlicher Teil.- 142 S.; Verlag Dr. Friedrich Pfeil (München).
- MILLY, P.C.D., BETANCOURT, J., FALKENMARK, M., HIRSCH, R.M., KUNDZEWICZ, Z.W., LETTENMAIR, D.P., STOUFFER, R.J. (2008): Stationarity Is Dead: Whither Water Management?.- Science **319** (5863) (2008), S. 573-574; New York.

- MUDELSEE, M. (2014): *Climate Time Series Analysis – Classical Statistical and Bootstrap Methods*.- 2. Auflage, 454 S.; Springer (Heidelberg, New York).
- MUDERSBACH, C., BENDER, J. (2017): Ein Bemessungsansatz für wasserwirtschaftliche Infrastruktur bei instationären Bedingungen.- *Hydrologie und Wasserbewirtschaftung* **61** (2) (2017), S. 85-92; Koblenz.
- MUDERSBACH, C., BENDER, J., NETZEL, F. (2017): Instationäre Extremwertstatistik – Den hydrologischen Wandel bei der Bemessung wasserwirtschaftlicher Anlagen berücksichtigen.- In: CASPER, M., GRONZ, O., LEY, R., SCHÜTZ, T. [Hrsg.] (2017), *Den Wandel messen – Wie gehen wir mit Nichtstationarität in der Hydrologie um?*, Beiträge zum Tag der Hydrologie am 23./24. März 2017 an der Universität Trier, S. 143-149; Hennef.
- MUIRHEAD, K. (2018): *Generation of synthetic time series of groundwater level data using Markov chains and time series analysis*.- 33 S.; unveröffentlichtes Study Project am Lehrstuhl für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (München).
- MUIRHEAD, K. (2019): *Analysis and simulation of groundwater hydrographs using time series analysis methods and machine learning algorithms*.- 71 S.; unveröffentlichte Masterarbeit am Lehrstuhl für Grundbau, Bodenmechanik, Felsmechanik und Tunnelbau der Technischen Universität München (München).
- NAESS, A., HUNGNES, B. (2002): Estimating Confidence Intervals of Long Return Period Design Values by Bootstrapping.- *Journal of Offshore Mechanics and Arctic Engineering* **124** (1) (2002), S. 2-5; Fairfield.
- NEMETH, G. (1983): Das Verhalten von Sickerfronten in ungesättigten Kiesen der Münchener Schotterebene.- *Zeitschrift der Deutschen Geologischen Gesellschaft* **134** (1983), S. 657-668; Hannover.
- ODENWALD, B., HEKEL, U., THORMANN, H. (2009): Grundwasserströmung - Grundwasserhaltung.- In WITT, K.-J. (2009) [Hrsg.], *Grundbau-Taschenbuch Teil 2: Geotechnische Verfahren*, S. 485-654; Berlin.
- OUARDA, T.B.M.J., CHARRON, C. (2019): Changes in the distribution of hydro-climatic extremes in a non-stationary framework.- *Nature Scientific Reports* **9** (2019), S. 1-8; London.
- PETERSON, T.J., WESTERN, A.W. (2014): Nonlinear time-series modeling of unconfined groundwater head.- *Water Resources Research* **50** (10) (2014), S. 8330-8355; Washington, DC.
- PICKANDS, J. (1975): Statistical inference using extreme value order statistics.- *The Annals of Statistics* **3** (1) (1975), S. 119-131; Beachwood.
- PROCHER, M. (1985): *Die Grundwasserdüker- und Überleitungsanlagen der U-Bahnlinie U 8/1 mit einer Beurteilung ihrer hydraulischen Wirksamkeit und rechnerischen Bemessung*.- 192 S.; Dissertation am Lehrstuhl für Hydrogeologie und Hydrochemie der TU München (München).
- R CORE TEAM (2016): *R - A language and environment for statistical computing*.- R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- REFERAT FÜR GESUNDHEIT UND UMWELT DER LANDESHAUPTSTADT MÜNCHEN (2015): *Beschluss des Umweltausschusses vom 13.01.2015 zur Entwicklung der Grundwasserstände*.- 10 S.
- REISS, R.-D., THOMAS, M. (2007): *Statistical Analysis of Extreme Values*.- 511 S., 3. Auflage; Birkhäuser (Basel, Boston).

- RITTLER, I. (2017): Untersuchung des Einflusses von Kanal-Leckagen auf die langfristige Entwicklung der Grundwasserstände in München.- Masterarbeitsvortrag am Lehrstuhl für Hydrogeologie der Technischen Universität München am 21.07.2017.
- ROOTZÉN, H., KATZ, R.W. (2013): Design Life Level: Quantifying risk in a changing climate.- *Water Resources Research* **49** (9) (2013), S. 5964-5972; Washington, DC.
- RUSHTON, K.R. (2003): *Groundwater hydrology – Conceptual and computational models.*- 416 S.; Wiley (Chichester).
- SCHIRM, E. (1968): *Die hydrologischen Verhältnisse der Münchner Schotterebene.*- 139 S.; Bayer. Landesstelle für Gewässerkunde (München).
- SCHLITZGEN, R. (2001): *Angewandte Zeitreihenanalyse.*- 203 S.; R. Oldenbourg (München, Wien).
- SCHLITZGEN, R. (2015): *Angewandte Zeitreihenanalyse mit R.*- 3. Auflage, 317 S.; De Gruyter (Berlin, München).
- SCHLITZGEN, R., STREITBERG, B.H.J. (2001): *Zeitreihenanalyse.*- 9. Auflage, 571 S.; R. Oldenbourg (München, Wien).
- SCHÖNWIESTE, C.-D. (2013): *Praktische Statistik für Meteorologen und Geowissenschaftler.*- 319 S., 5. Auflage; Borntraeger (Stuttgart).
- SCHUMACHER, R. (1981): *Untersuchungen zur Entwicklung des Gewässernetzes seit dem Würmmaximum im Bereich des Isar-Loisach-Vorlandgletschers.*- 204 S.; Dissertation an der Fakultät für Geowissenschaften der Ludwig-Maximilians-Universität München (München).
- SPEDICATO, G.A. (2017): Discrete Time Markov Chains with R.- *The R Journal* **9** (2) (2017), S. 84-104.
- SOMMER, T., ULLRICH, K. (2013): Grundhochwasser – Schadenspotenziale, Erfahrungen und Untersuchungen innerhalb der Stadt.- In: Stamm, J. (2013) [Hrsg.], *Technischer und organisatorischer Hochwasserschutz – 36. Dresdner Wasserbaukolloquium*, S. 349-356; Dresden.
- STRAYLE, G., SCHÖBER, I., SCHOLZ, W. (1994): *Ergiebigkeitsuntersuchungen in Festgesteinsaquiferen.*- In: GEOLOGISCHES LANDESAMT BADEN-WÜRTTEMBERG (1994) [Hrsg.], *Informationen*, Heft 6, 114 S.
- SVENSSON, C. (1984): *Analys och användning av grundvattennivåobservationer.*- 191 S.; Dissertation an der Chalmers Universität Göteborg, *Geologiska Institutionen*, Publ. A 49.; Göteborg.
- TILLMANN, H. (1953): *Geologisch-hydrogeologische Karte von München 1:50.000.*- Bayerisches Geologisches Landesamt (München).
- TUM LEHRSTUHL FÜR HYDROGEOLOGIE (2015): *Abschlussbericht zum Forschungsvorhaben „Erstellung einer Datengrundlage für die Abschätzung des geothermischen Potenzials im oberflächennahen Untergrund des quartären Grundwasserleiters des Großraum Münchens“.*- 186 S.
- UMWELTBUNDESAMT UBA (2015): *Kanalabdichtungen – Auswirkungen auf die Reinigungsleistung der Kläranlagen und der Einfluss auf den örtlichen Wasserhaushalt.*- 251 S., [https://www.umweltbundesamt.de/sites/default/files/medien/378/publikationen/texte\\_21\\_2015\\_kanalabdichtungen\\_auswirkungen\\_auf\\_die\\_reinigungsleistung\\_der\\_klaeranlagen.pdf](https://www.umweltbundesamt.de/sites/default/files/medien/378/publikationen/texte_21_2015_kanalabdichtungen_auswirkungen_auf_die_reinigungsleistung_der_klaeranlagen.pdf), abgerufen am 05.01.2020; Dessau-Roßlau.

- VOGT, N., LESEMANN, H., STIEGELER, R. (2006): Festlegung von Bemessungswasserständen auf der Grundlage statistischer Analysen.- *Wasserwirtschaft* **10** (2006), S. 28-33; Heidelberg.
- WASSERWIRTSCHAFTSAMT MÜNCHEN (2013): Informationen zum Bauen im Grundwasser und zur Bauwasserhaltung.- [www.wwa-m.bayern.de/service/antraege/pdf/bauen\\_im\\_gw.pdf](http://www.wwa-m.bayern.de/service/antraege/pdf/bauen_im_gw.pdf), abgerufen am 13.10.2016.
- WALDMANN, K.-H., STOCKER, U.M. (2004): *Stochastische Modelle - Eine anwendungsorientierte Einführung*.- 188 S.; Springer (Berlin, Heidelberg).
- WENDEL, S., PÖHLER, H., SCHERZER, J. (2012): Auswertung der Hochwassersituation im Grundwasser 20170/2011.- In: Landesamt für Umwelt, Landwirtschaft und Geologie des Freistaats Sachsen [Hrsg.] (2012), *Schriftenreihe*, Heft 28, 172 S.
- WILKE, K. (1984): Kurzfristige Wasserstands- und Abfluvvorhersage am Rhein.- In: DVWK (1984) [Hrsg.], *Schriftenreihe des DVWK*, Heft 65, 254 S.; Hamburg, Berlin (Parey).
- WOLLSCHLÄGER, D. (2017): *Grundlagen der Datenanalyse mit R – Eine anwendungsorientierte Einführung*.- 4. Auflage, 699 S.; Springer (Berlin).
- WRIEDT, G. (2017): Verfahren zur Analyse klimatischer und anthropogener Einflüsse auf die Grundwasserstandsentwicklung.- *Grundwasser* **22** (1) (2017), S. 41-53; Berlin, Heidelberg.
- WYSS, G.D., JORGENSON, K.H. (1998): *A User's Guide to LHS: Sandia's Latin Hypercube Sampling Software*.- Sandia National Laboratories, Risk Assessment and System Modeling Department; Albuquerque.
- YUE, S., WANG, C. (2004): The Mann-Kendall Test Modified by Effective Sample Size to Detect Trend in Serially Correlated Hydrological Series.- *Water Resources Management* **18** (3) (2004), S. 201-218; Dordrecht.
- ZEMPLÉNI, A. (2004): Goodness-of-fit tests in extreme value applications.- 12 S., Bericht des Sonderforschungsbereichs 386 des Instituts für Statistik der Ludwig-Maximilians-Universität München, [https://epub.ub.uni-muenchen.de/1753/1/paper\\_383.pdf](https://epub.ub.uni-muenchen.de/1753/1/paper_383.pdf), abgerufen am 05.01.2020; München.
- ZIVOT, E., WANG, J. (2006): *Modeling financial time series with S-PLUS*.- 2. Auflage, 998 S.; Springer (New York).

### Internetliteratur

- www-01 [https://en.wikipedia.org/wiki/Fr%C3%A9chet\\_distribution](https://en.wikipedia.org/wiki/Fr%C3%A9chet_distribution), abgerufen am 22.03.2018
- www-02 [https://www.wwa-m.bayern.de/fluesse\\_seen/gewaesserportraits/ismaninger\\_speichersee/index.htm](https://www.wwa-m.bayern.de/fluesse_seen/gewaesserportraits/ismaninger_speichersee/index.htm), abgerufen am 15.03.2019

### R-Pakete

- ASQUITH, W. (2018): Package 'lmomco', Version 2.3.2 vom 20.09.2018  
<https://cran.r-project.org/web/packages/lmomco/lmomco.pdf>
- BECKER, M., KLÖßNER, S. (2017): Package 'PearsonDS', Version 1.1 vom 17.07.2017

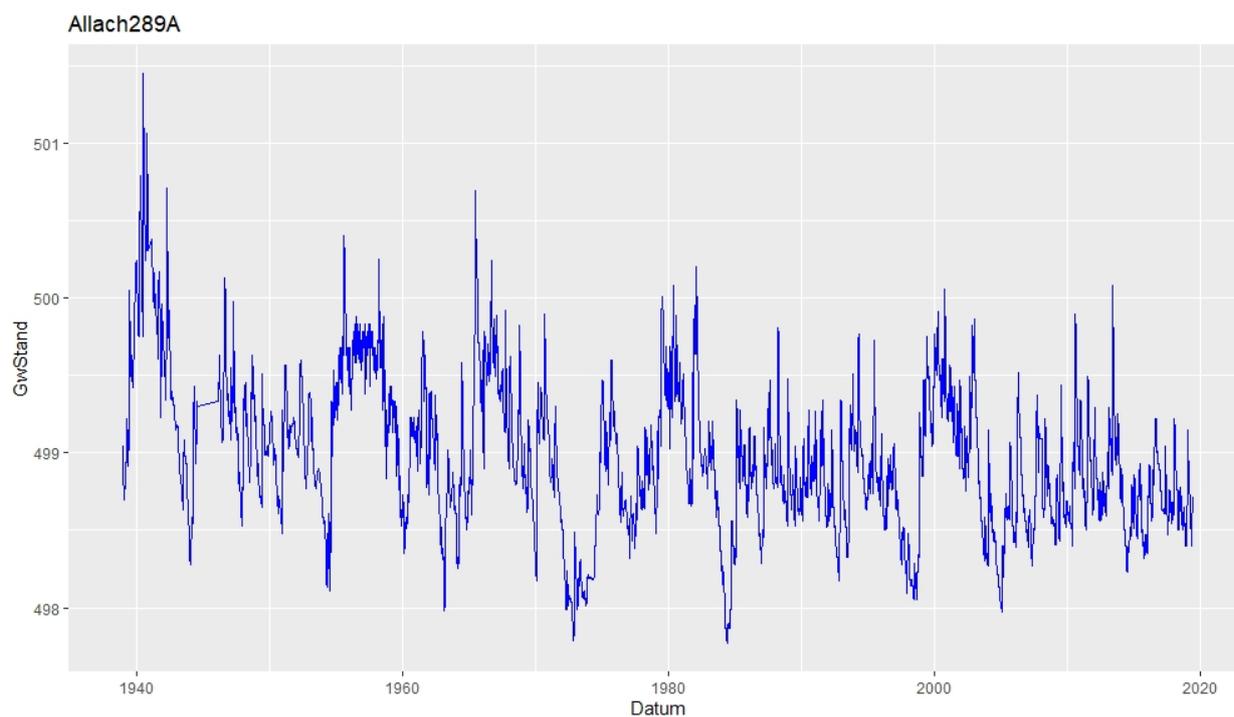
- <https://cran.r-project.org/web/packages/PearsonDS/PearsonDS.pdf>
- CANTY, A., RIPLEY, B. (2019): Package 'boot', Version 1.3-24 vom 20.12.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/boot/boot.pdf>
- CHAN, K.-S., RIPLEY, B. (2018): Package 'TSA', Version 1.2 vom 30.06.2018  
<https://cran.r-project.org/web/packages/TSA/TSA.pdf>
- DELIGNETTE-MULLER, M.-L., DUTANG, C., POUILLOT, R., DENIS, J.-B., SIBERCHICOT, A. (2019): Package 'fitdistrplus', Version 1.0-14 vom 23.01.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/fitdistrplus/fitdistrplus.pdf>
- EVERT, S., BARONI, M. (2019): Package 'zipfR', Version 0.6-66 vom 01.10.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/zipfR/zipfR.pdf>
- FARAWAY, J., MARSAGLIA, G., MARSAGLIA, J., BADDELEY, A. (2019): Package 'goftest', Version 1.2-2 vom 27.11.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/goftest/goftest.pdf>
- GILLELAND, E. (2019): Package 'extRemes', Version 2.0-11 vom 29.11.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/extRemes/extRemes.pdf>
- GOULET, V., AUCLAIR, S., DUTANG, C., LANGEVIN, N., MILHAUD, X., OUELLET, T., PARENT, A., PIGEON, M., POULIOT, L.-P. (2019): Package 'actuar', Version 2.3-3 vom 03.12.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/actuar/actuar.pdf>
- HAMNER, B., FRASCO, M., LEDELL, E. (2018): Package 'Metrics', Version 0.1.4 vom 09.07.2018  
<https://cran.r-project.org/web/packages/Metrics/Metrics.pdf>
- HYNDMAN, R., ATHANASOPOULOS, G., BERGMEIR, C., CACERES, G., CHHAY, L., O-HARA-WILD, M., PETROPULOS, F., RAZBASH, S., WANG, E., YASMEEN, F. (2019): Package 'forecast', Version 8.10 vom 05.12.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/forecast/forecast.pdf>
- MCLEOD, A.I. (2015): Package 'Kendall', Version 2.2 vom 19.02.2015  
<https://cran.r-project.org/web/packages/Kendall/Kendall.pdf>
- RIBATET, M., DUTANG, C. (2019): Package 'POT', Version 1.1-7 vom 18.04.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/POT/POT.pdf>
- RYAN, J.A., ULRICH, J.M., BENNETT, R., JOY, C. (2020): Package 'xts', Version 0.12-0 vom 19.01.2020  
<https://cran.r-project.org/web/packages/xts/xts.pdf>
- SOETAERT, K., HINDMARSH, A.C., EISENSTAT, S.C., MOLER, C., DONGARRA, J., SAAD, Y. (2019): Package 'rootSolve', Version 1.8.2 vom 19.12.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/rootSolve/rootSolve.pdf>
- SPEDICATO, G.A., KANG, T.S., YALAMANCHI, S.B. (2020): Package 'markovchain', Version 0.8.2 vom 10.01.2020  
<https://cran.r-project.org/web/packages/markovchain/markovchain.pdf>

- SPINU, V., GROLEMUND, G., WICKHAM, H., LYTTLE, I., CONSTIGAN, I., LAW, J., MITAROTONDA, D., LARMARANGE, J., BOISER, J., LEE, C.H. (2018): Package 'lubridate', Version 1.7.4 vom 11.04.2018  
<https://cran.r-project.org/web/packages/lubridate/lubridate.pdf>
- TRAPLETTI, A., HORNIK, K., LEBARON, B. (2019): Package 'tseries', Version 0.10-47 vom 05.06.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/tseries/tseries.pdf>
- WICKHAM, H., CHANG, W. (2019): Package 'ggplot2', Version 3.2.1 vom 11.08.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/ggplot2/ggplot2.pdf>
- WOOD, S. (2019): Package 'mgcv', Version 1.8-31 vom 09.11.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/mgcv/mgcv.pdf>
- YEE, T., MOLER, C. (2019): Package 'VGAM', Version 1.1-2 vom 21.11.2019  
<https://cran.r-project.org/web/packages/VGAM/VGAM.pdf>

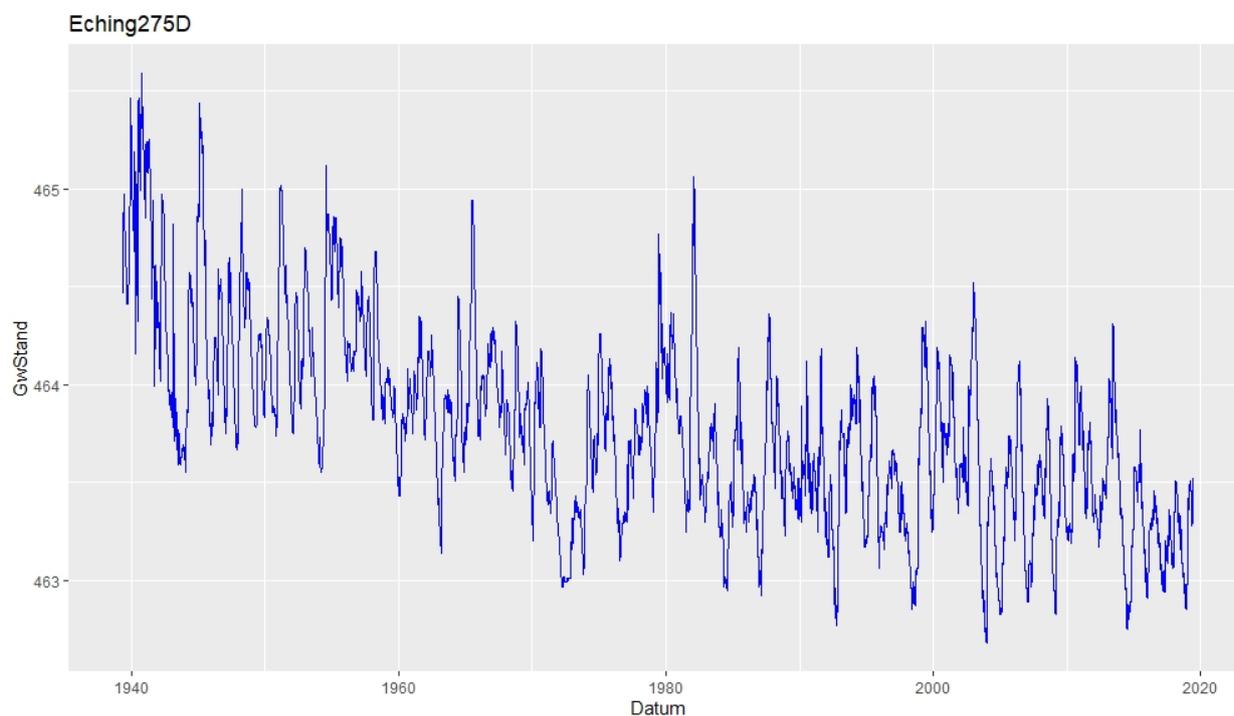
**Anhangsübersicht**

- Anhang 1 Grundwasserganglinien
- Anhang 2 Auswirkungen des Zeitraums täglicher Messungen auf den Zuschlag für nicht-tägliche Messungen
- Anhang 3 Auswertungen HW100 BM ohne HW1940
- Anhang 4 Auswertungen HW100 BM mit HW1940
- Anhang 5 Auswertungen HW100 BM mit HW1940 und HW1979
- Anhang 6 Auswertungen HW100 POT ohne HW1940
- Anhang 7 Auswertungen HW100 POT mit HW1940
- Anhang 8 Auswertungen HW100 POT mit HW1940 und HW1979
- Anhang 9 Auswirkung des Mindestpeakabstands bei Auswertung mit POT

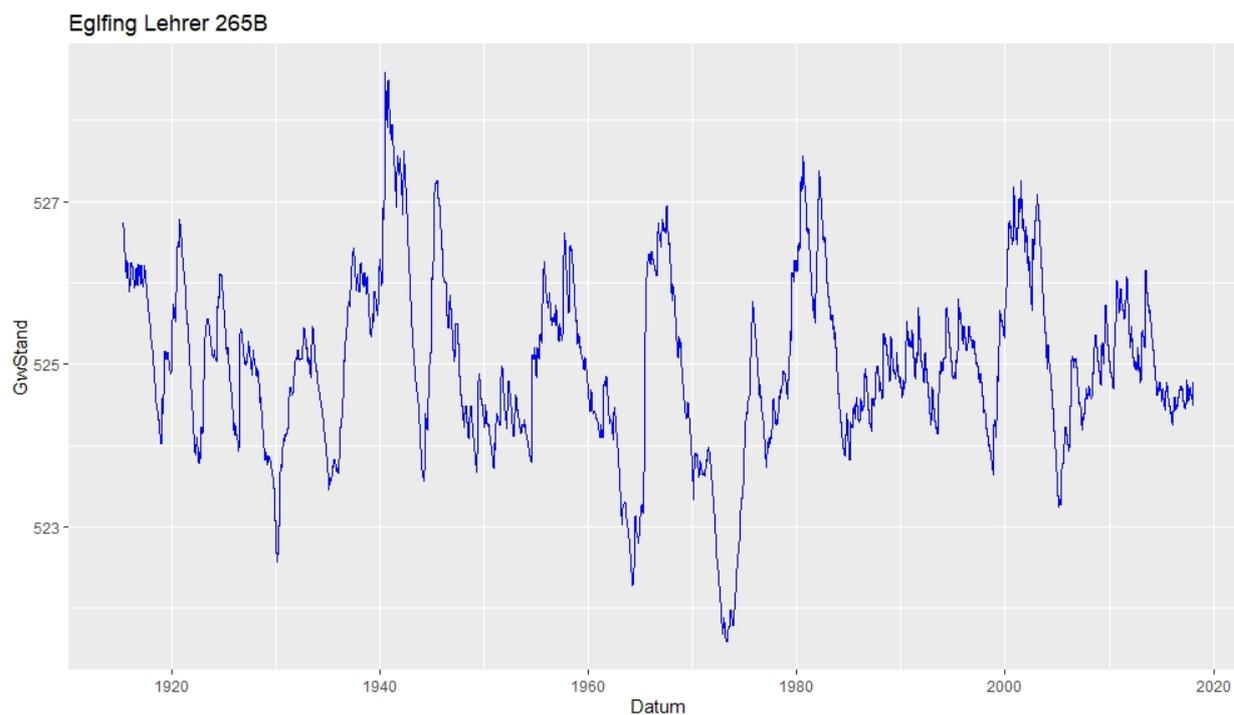
## Grundwasserganglinien



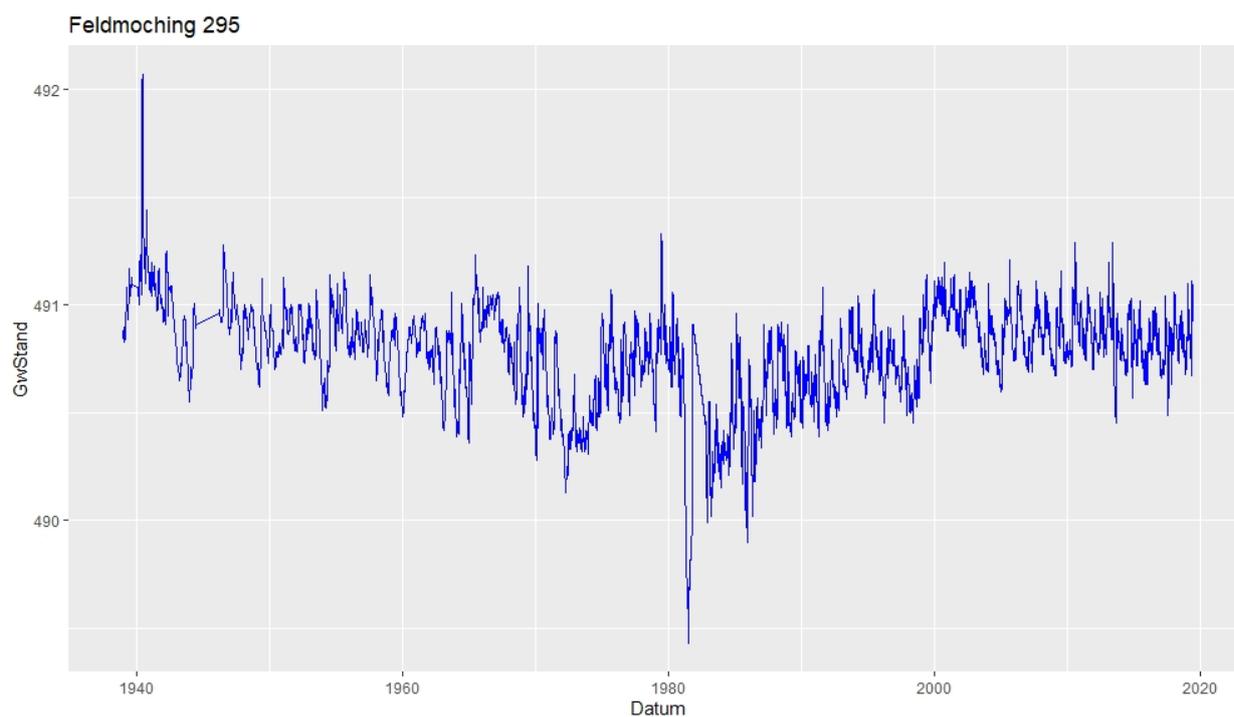
**Abb. 1:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Allach 289A



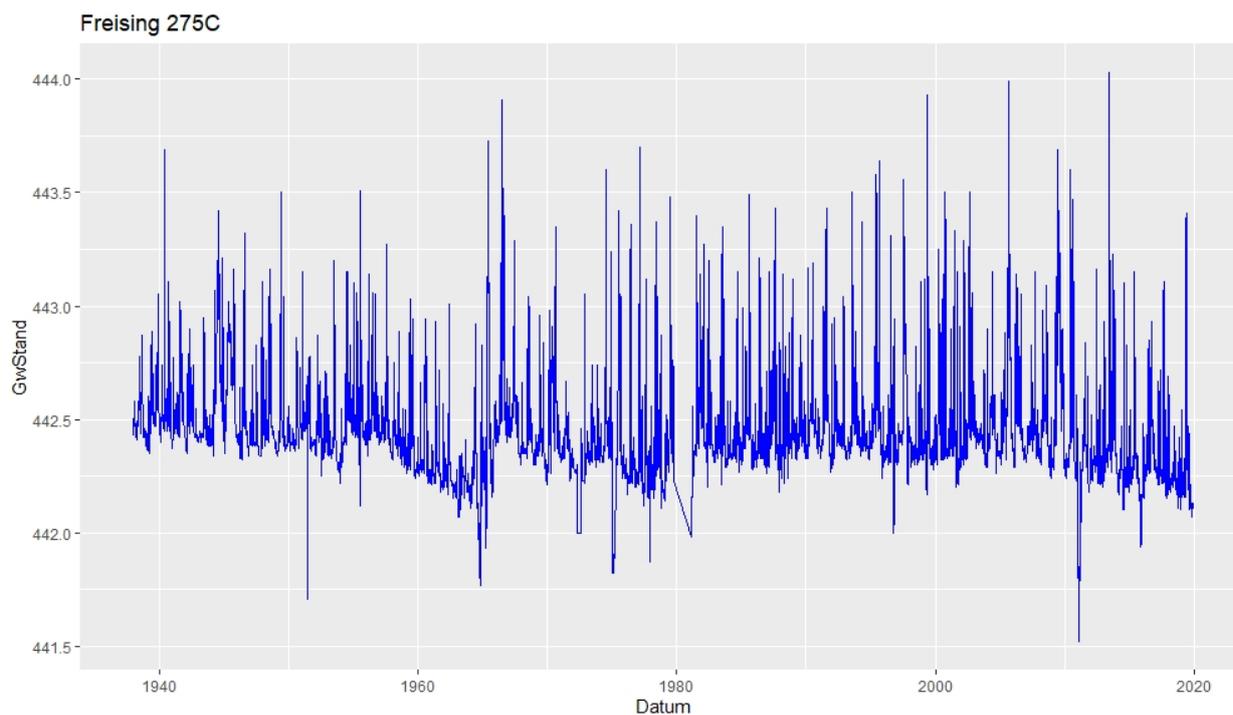
**Abb. 2:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Eching 275D



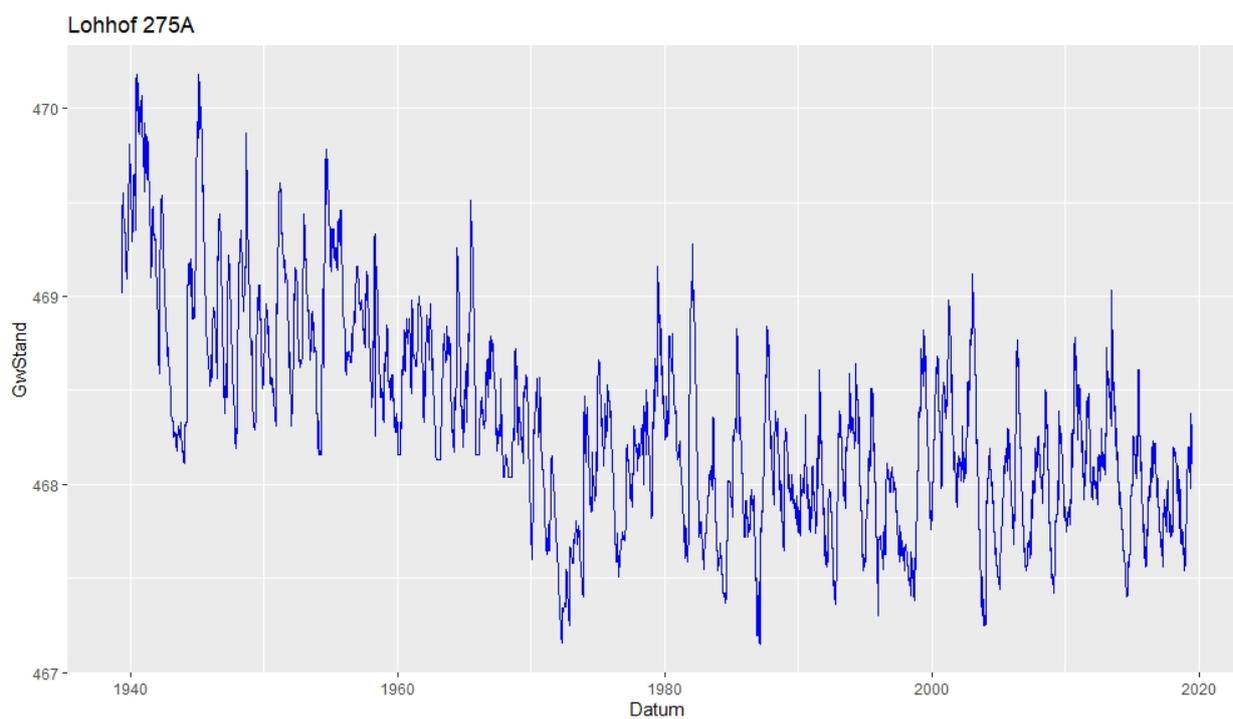
**Abb. 3:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Egling Lehrer 265B



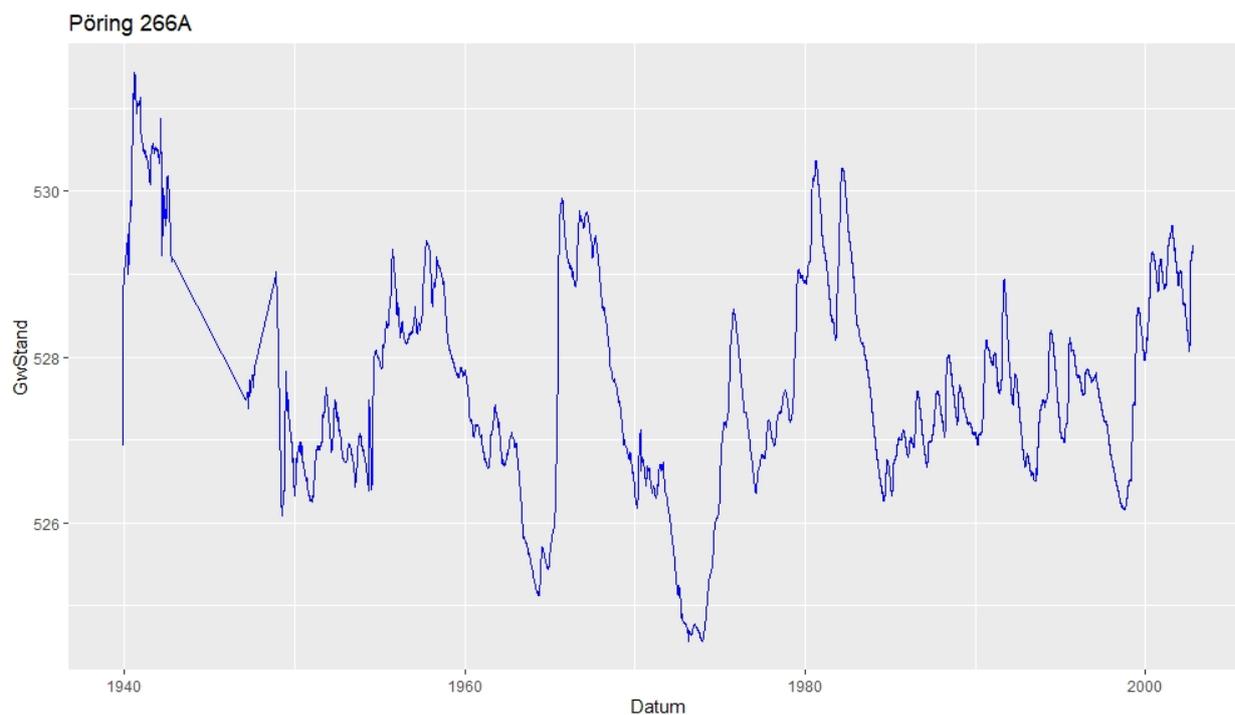
**Abb. 4:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Feldmoching 295



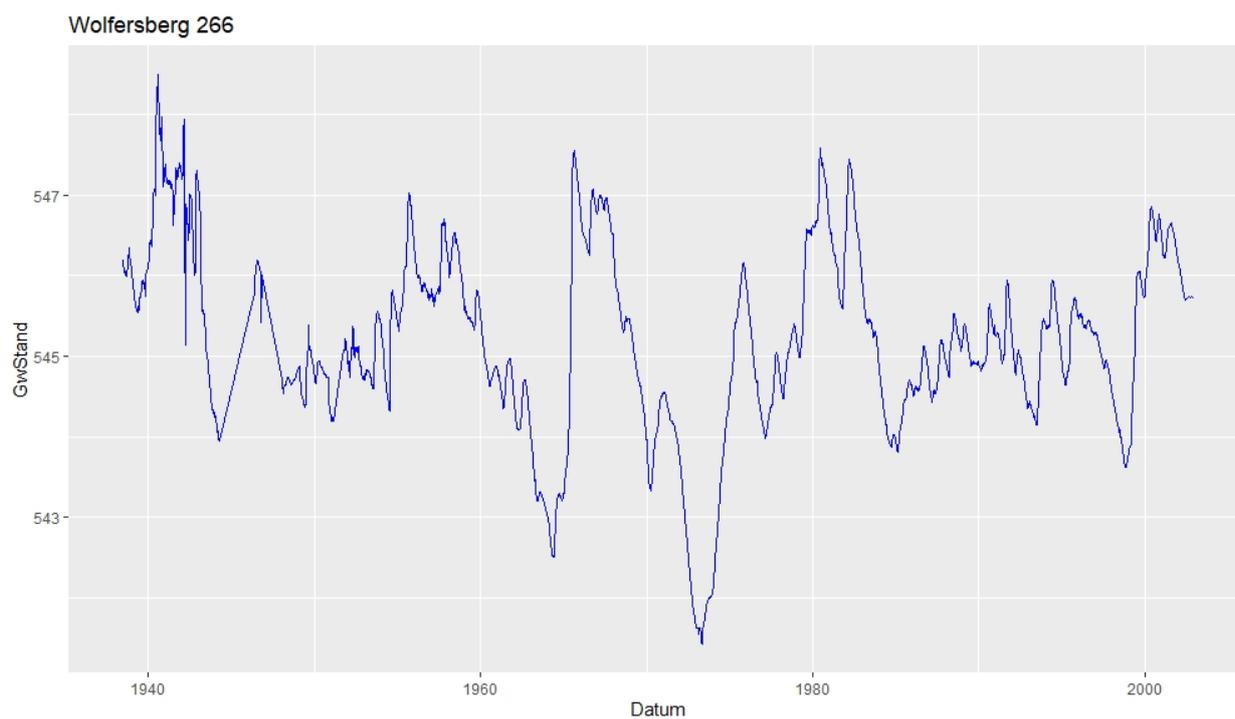
**Abb. 5:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Freising 275C



**Abb. 6:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Lohhof 275A

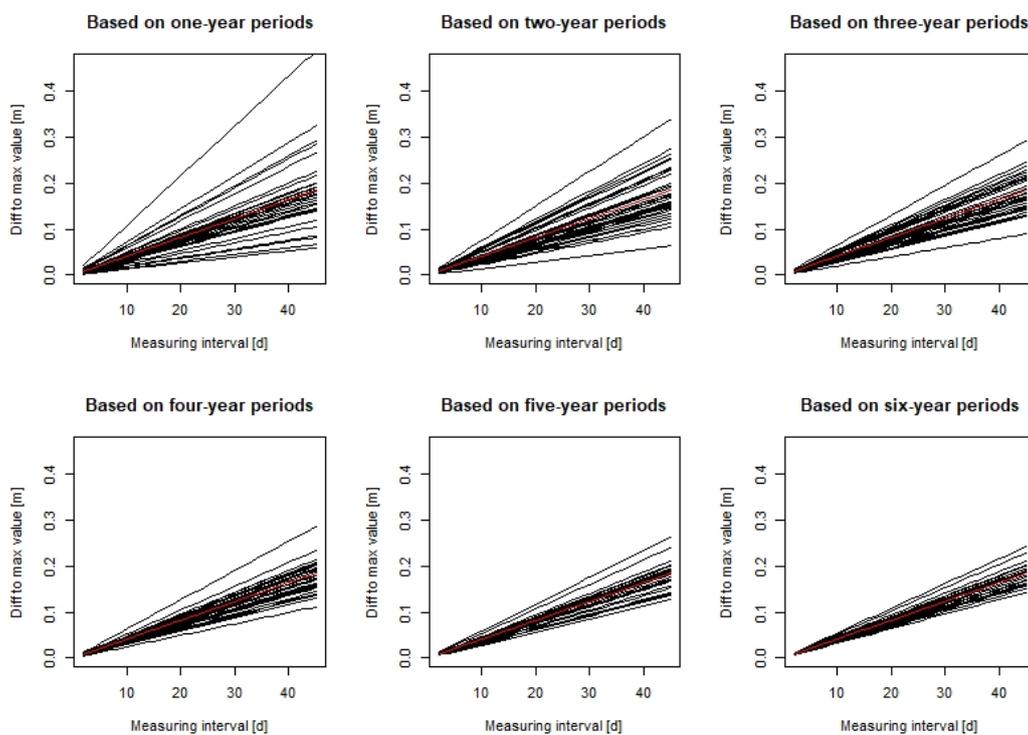


**Abb. 7:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Pöring 266A

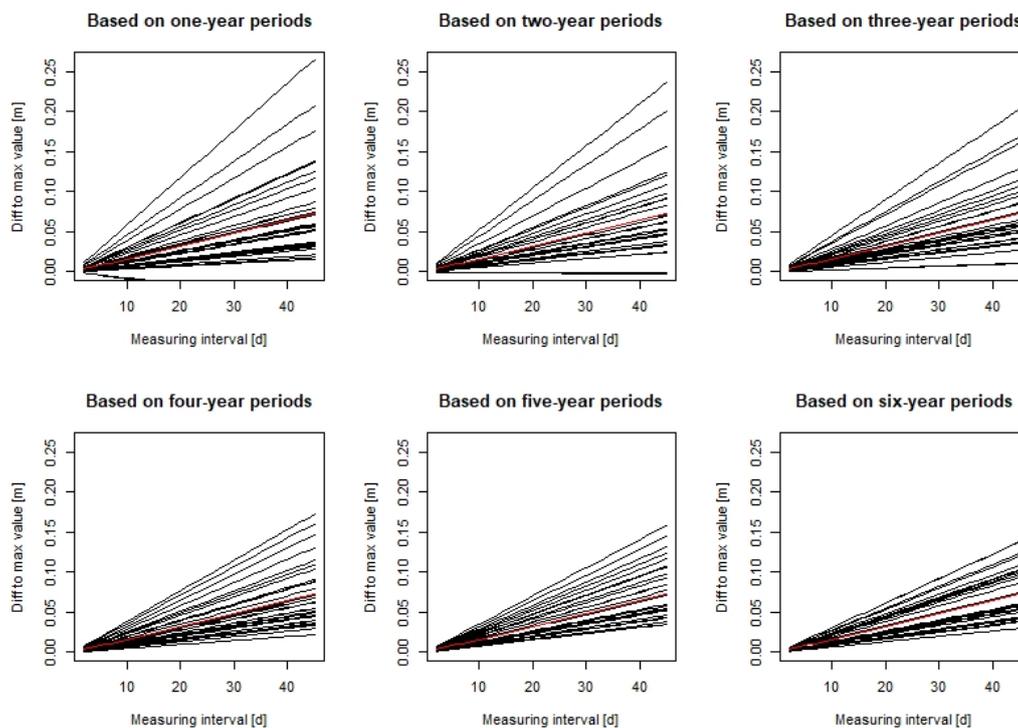


**Abb. 8:** Grundwasserganglinie der Grundwassermessstelle Wolfsberg 266

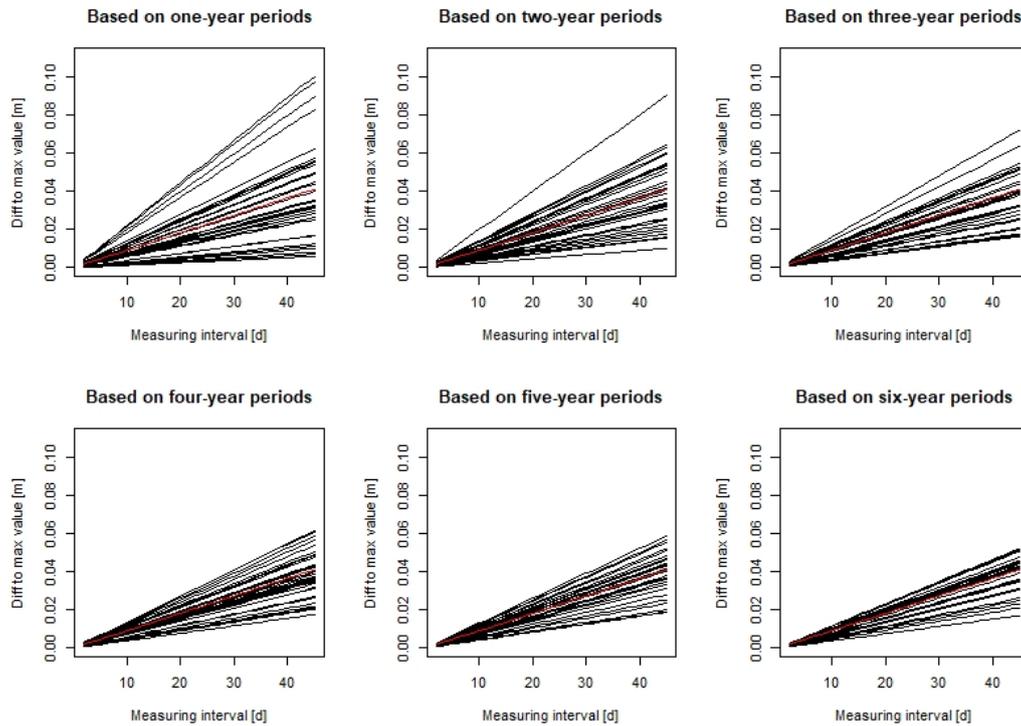
## Auswirkungen des Zeitraums täglicher Messungen auf den Zuschlag für nicht-tägliche Messungen



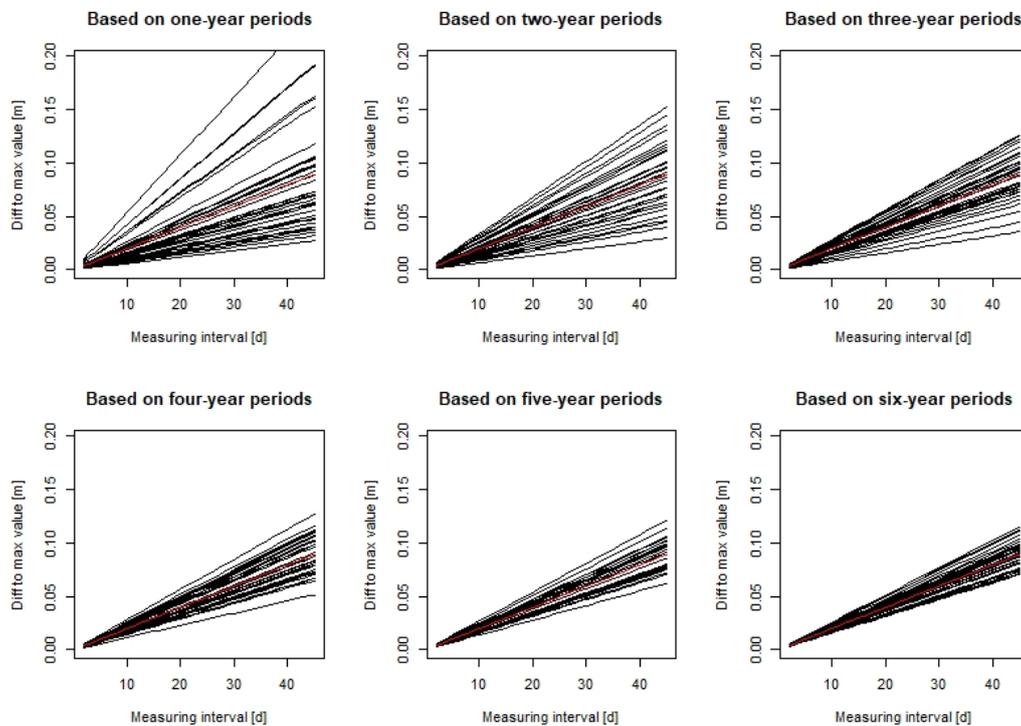
**Abb. 9:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die GWM Allach 289A. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten in rot.



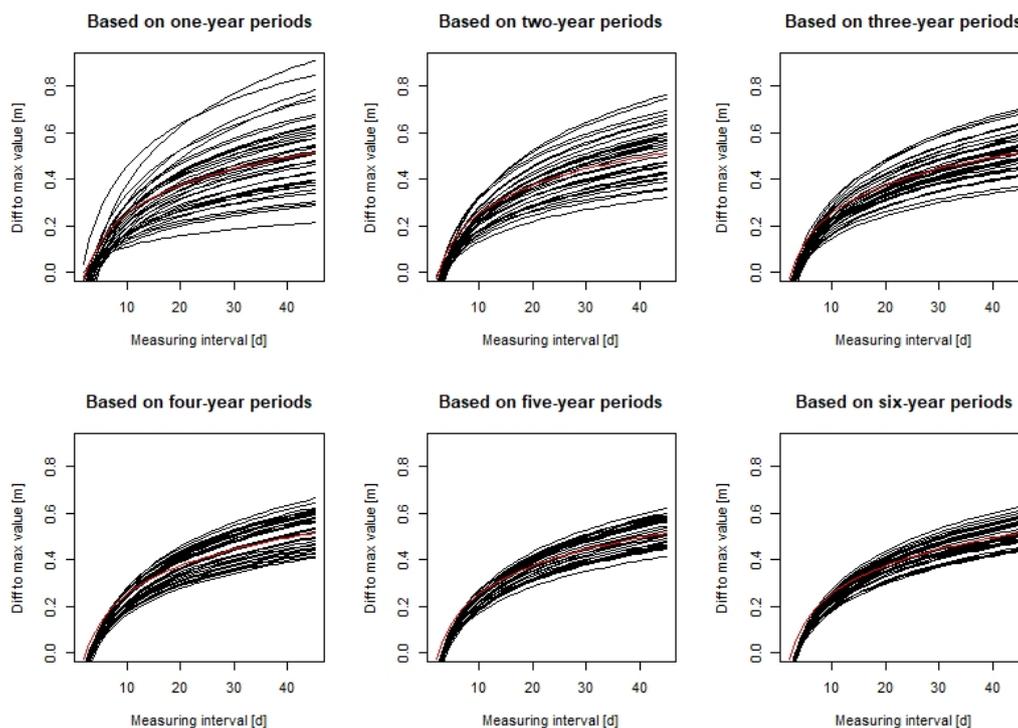
**Abb. 10:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die GWM Eching 275D. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten in rot.



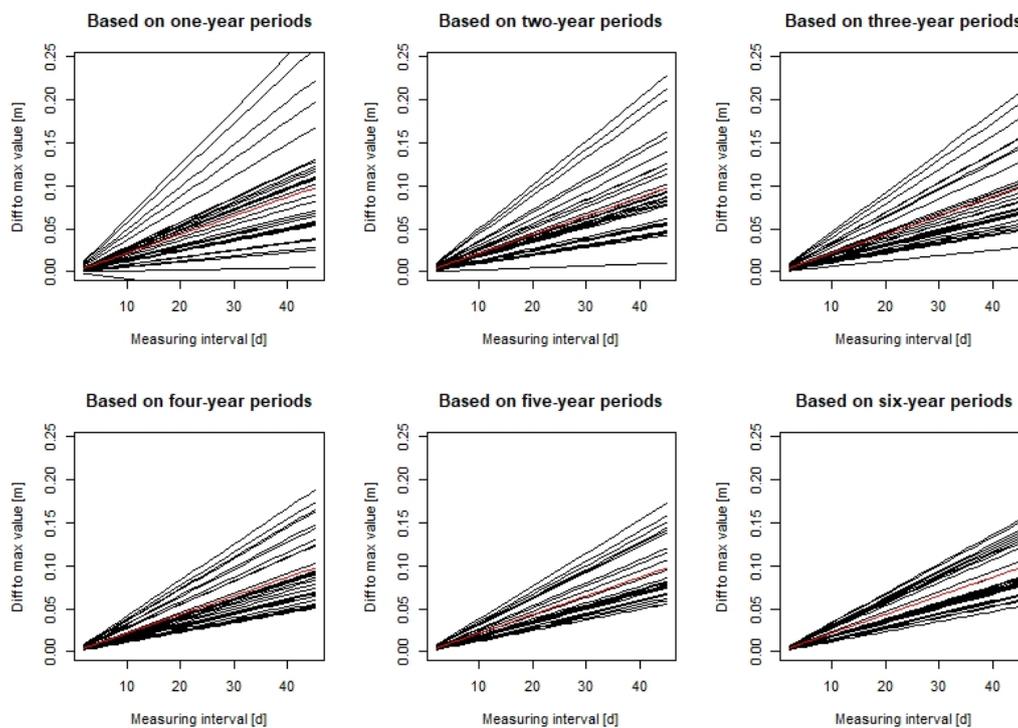
**Abb. 11:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die GWM Eglfing Lehrer 265B. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten in rot.



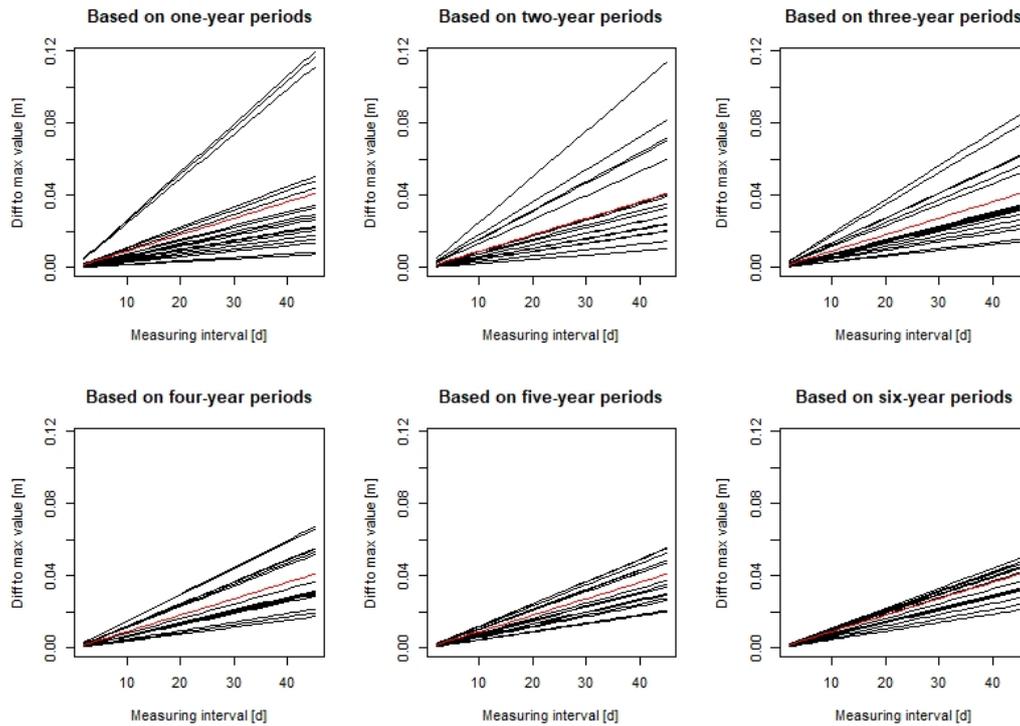
**Abb. 12:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die GWM Feldmoching 295. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten in rot.



**Abb. 13:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die GWM Freising 275C. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten in rot.



**Abb. 14:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die GWM Lohhof 275A. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten in rot.

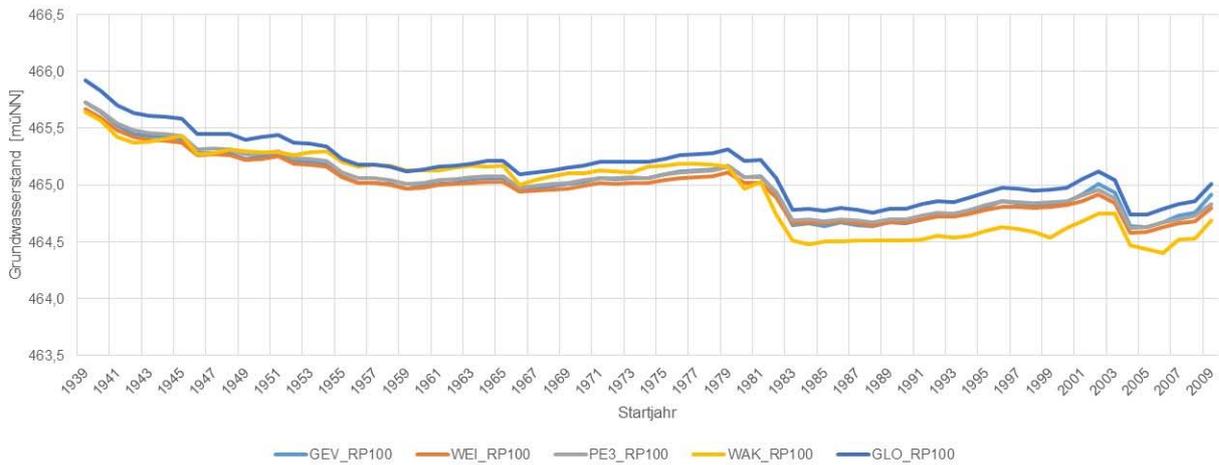


**Abb. 15:** Ausgleichsgeraden für Zeiträume von einem bis sechs Jahren (schwarze Kurven) für die GWM Pöring 266A. Die Ausgleichsgerade über den Gesamtzeitraum mit täglichen Messdaten in rot.

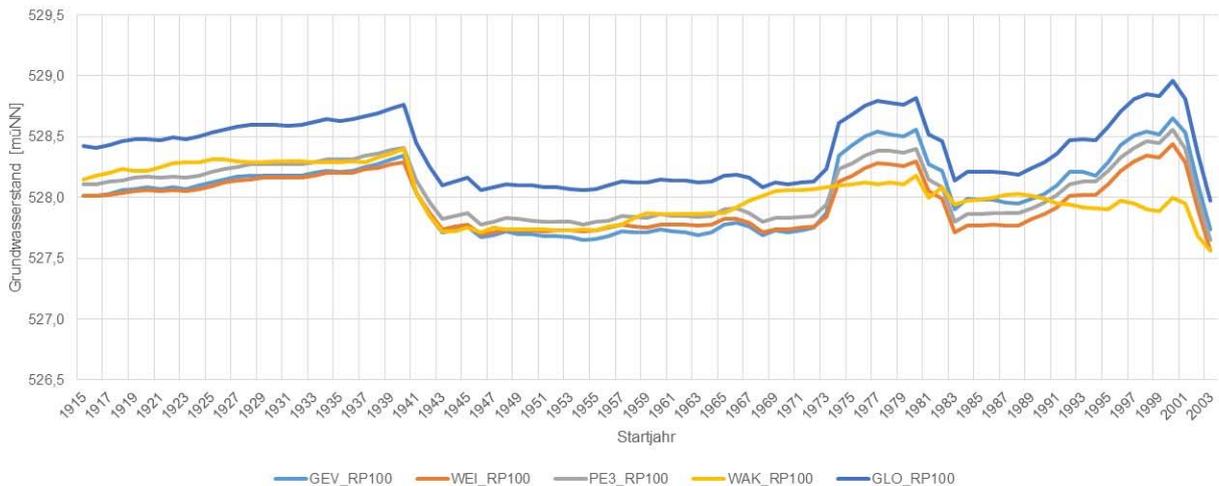
**Auswertungen HW100 BM ohne HW1940**



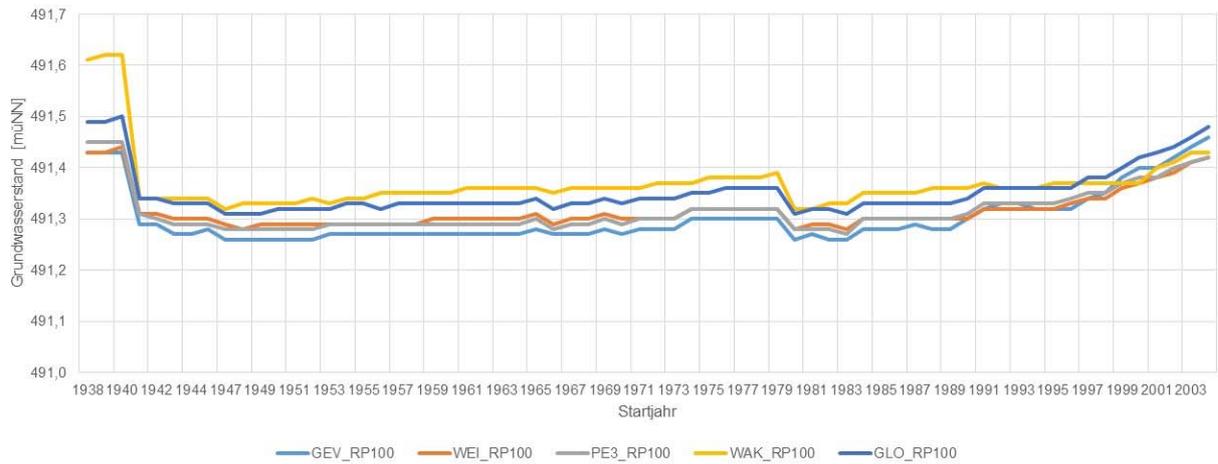
**Abb. 16:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser-  
messstelle Allach 289A



**Abb. 17:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser-  
messstelle Eching 275D



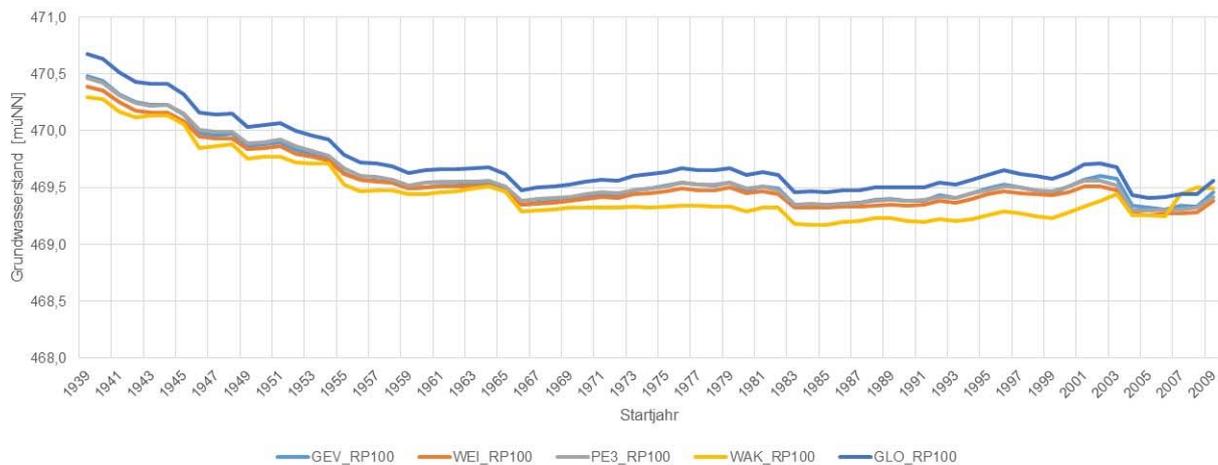
**Abb. 18:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser-  
messstelle Eglfing Lehrer 265B



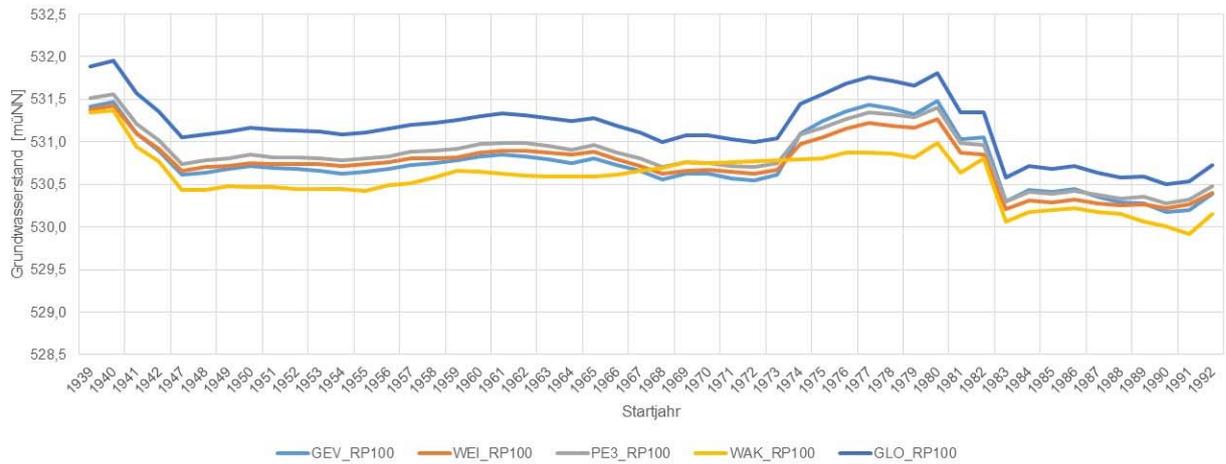
**Abb. 19:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser- messstelle Feldmoching 295



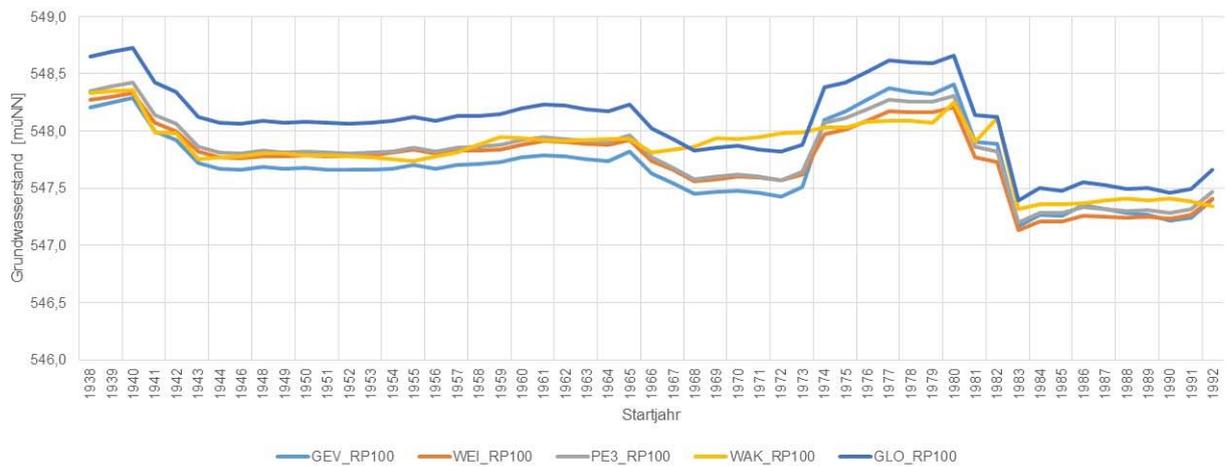
**Abb. 20:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser- messstelle Freising 275C



**Abb. 21:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser- messstelle Lohhof 275A



**Abb. 22:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser- messstelle Pöring 266A



**Abb. 23:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM für die Grundwasser- messstelle Wolfersberg 266

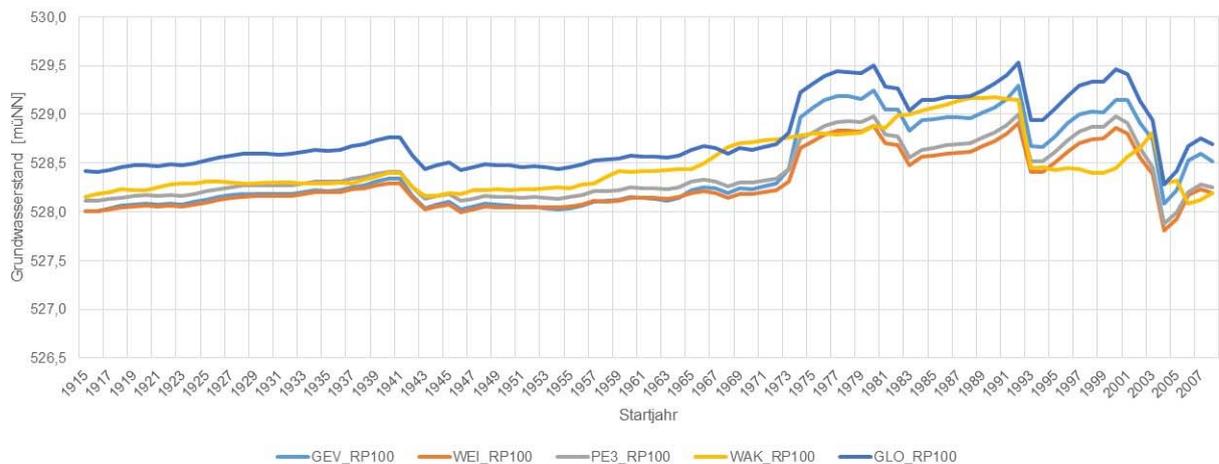
### Auswertungen HW100 BM mit HW1940



**Abb. 24:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Allach 289A



**Abb. 25:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Eching 275D



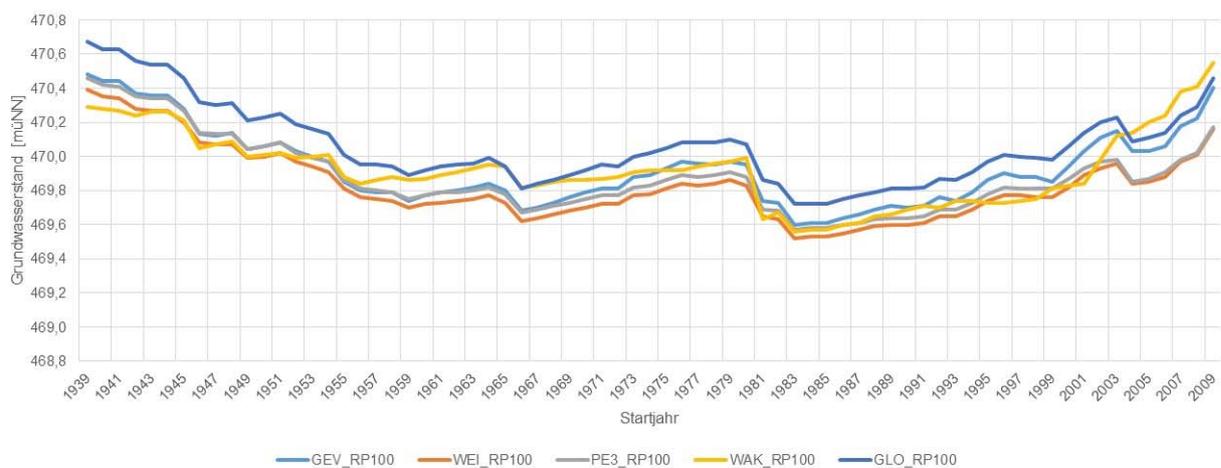
**Abb. 26:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Egfling Lehrer 265B



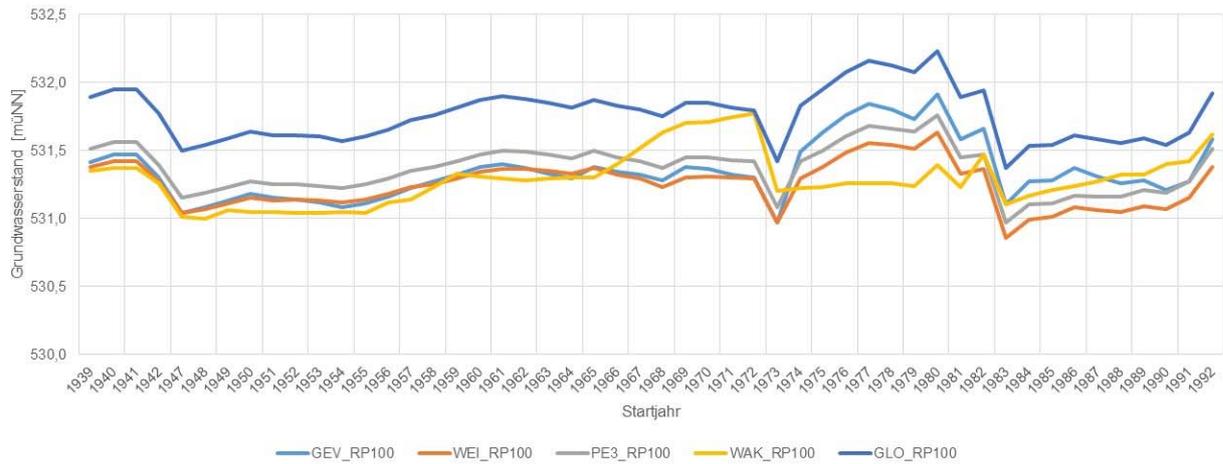
**Abb. 27:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295



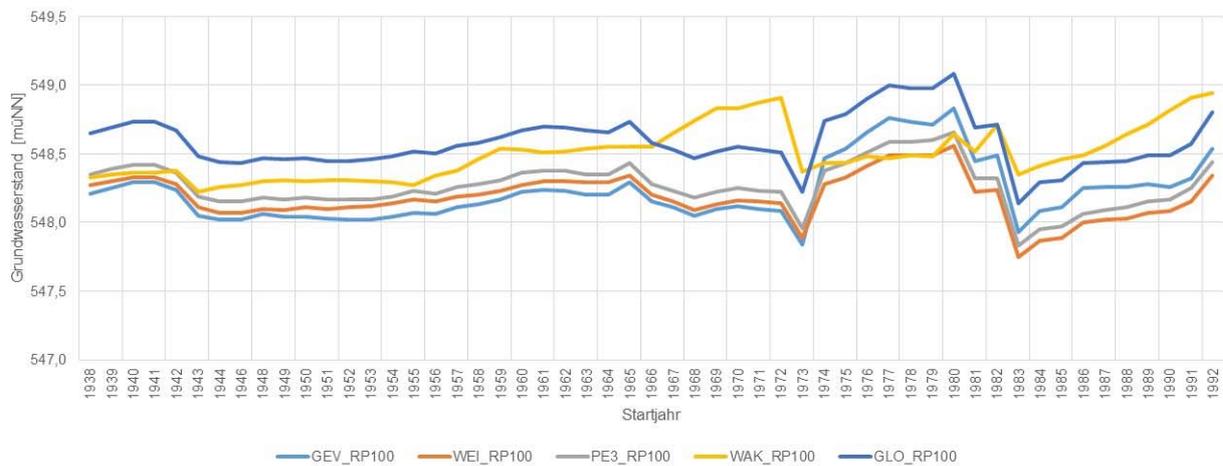
**Abb. 28:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Freising 275C



**Abb. 29:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Lohhof 275A



**Abb. 30:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Pöring 266A



**Abb. 31:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Wolfersberg 266

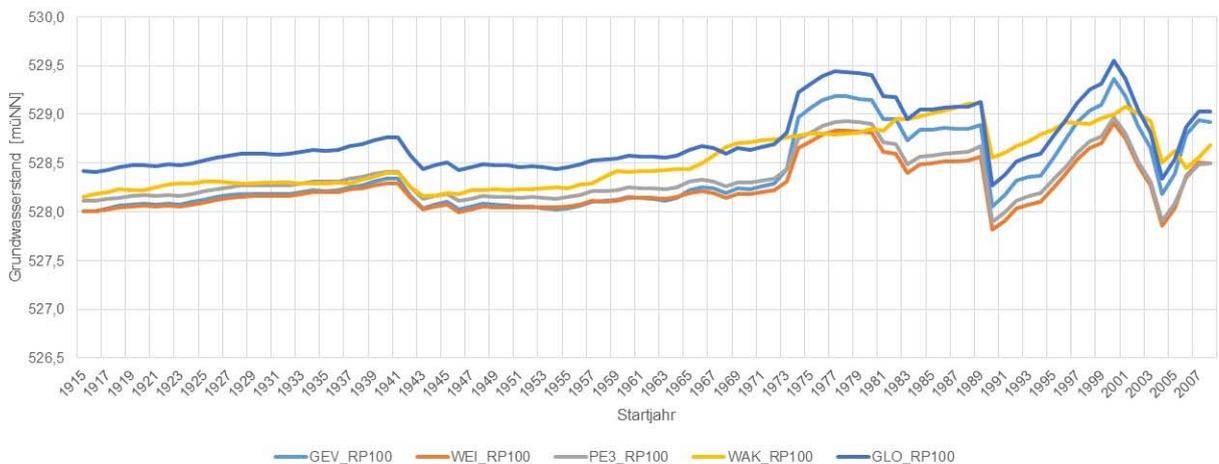
**Auswertungen HW100 BM mit HW1940 und HW1979**



**Abb. 32:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Allach 289A



**Abb. 33:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Eching 275D



**Abb. 34:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Egfling Lehrer 265B



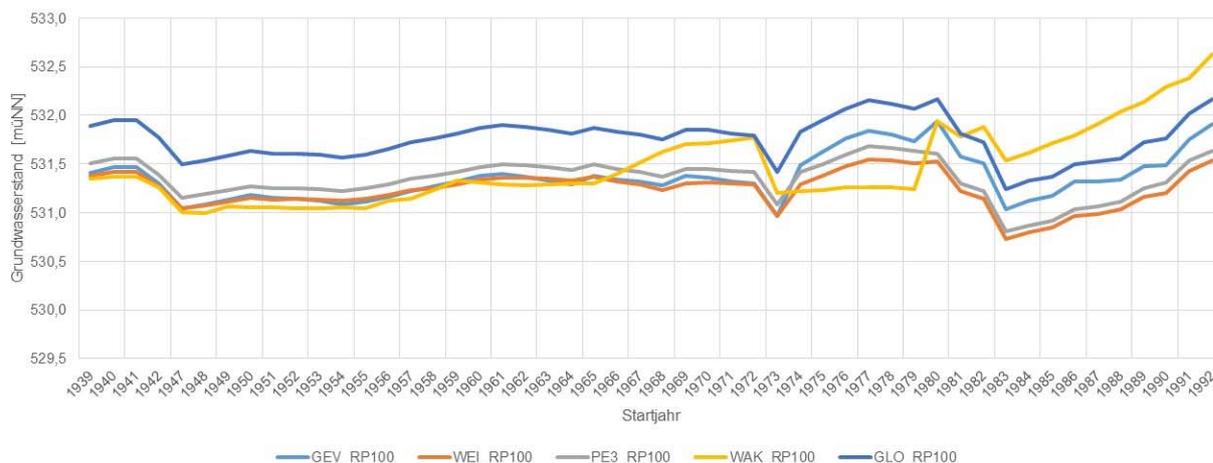
**Abb. 35:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295



**Abb. 36:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Freising 275C



**Abb. 37:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Lohhof 275A



**Abb. 38:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Pöring 266A



**Abb. 39:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels BM und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Wolfersberg 266

**Auswertungen HW100 POT ohne HW1940**



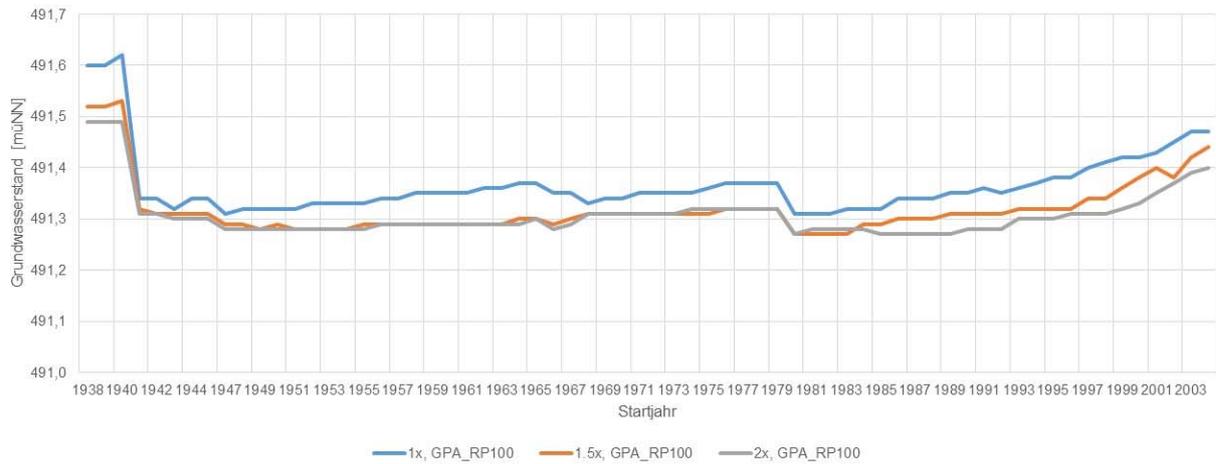
**Abb. 40:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwassermessstelle Allach 289A



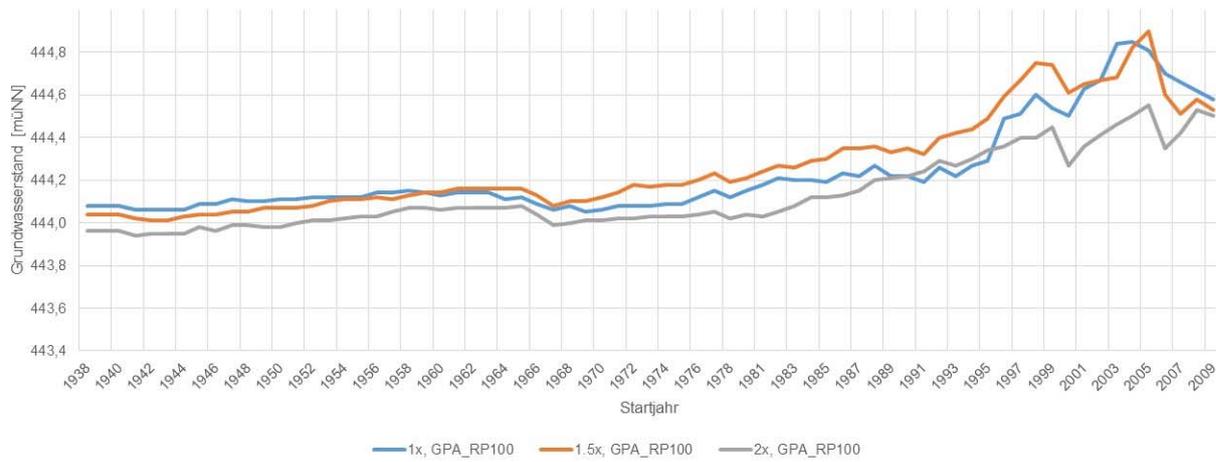
**Abb. 41:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwassermessstelle Eching 275D



**Abb. 42:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B



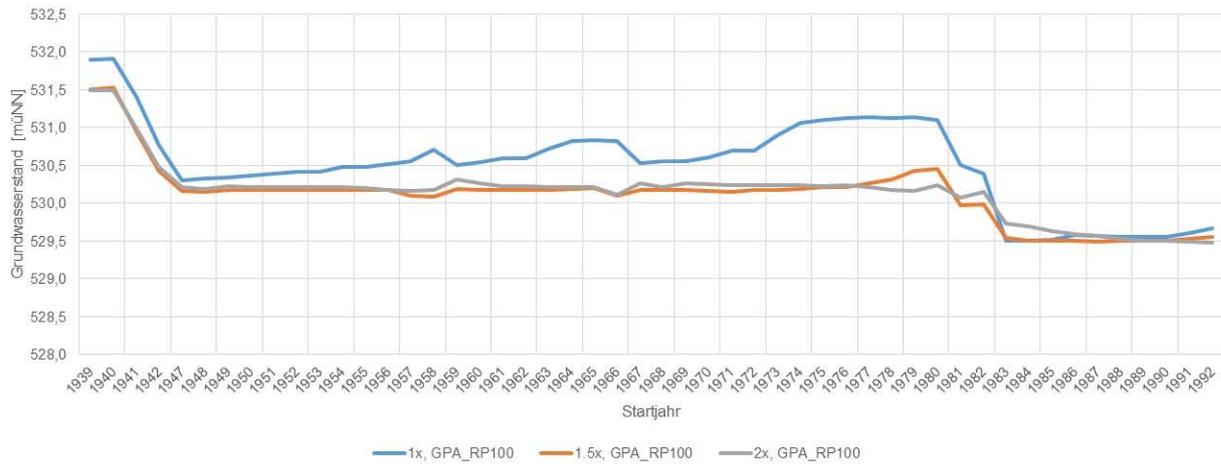
**Abb. 43:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwasser- messstelle Feldmoching 295



**Abb. 44:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwasser- messstelle Freising 275C



**Abb. 45:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwasser- messstelle Lohhof 275A

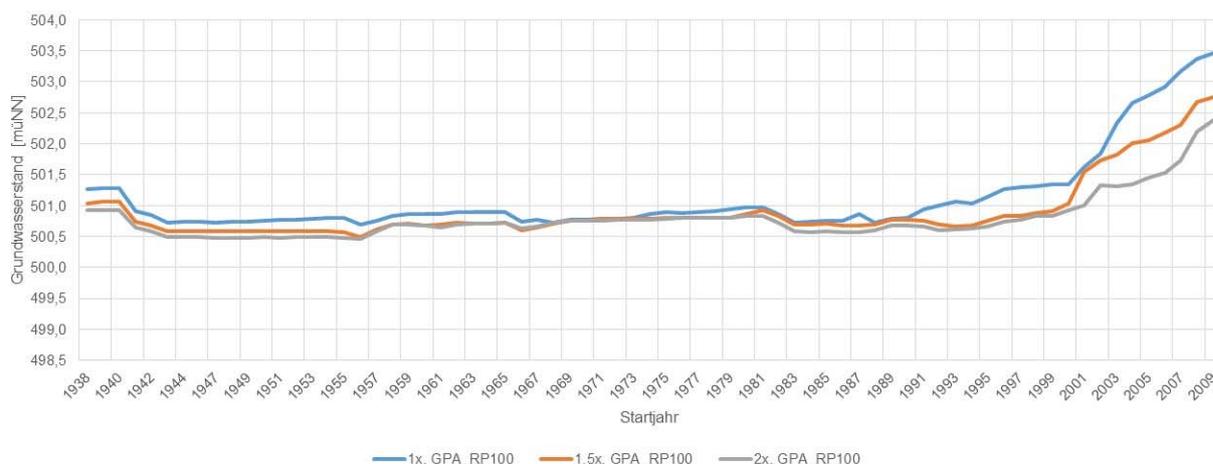


**Abb. 46:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwasser-  
messstelle Pöring 266A



**Abb. 47:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT für die Grundwasser-  
messstelle Wolfersberg 266

### Auswertungen HW100 POT mit HW1940



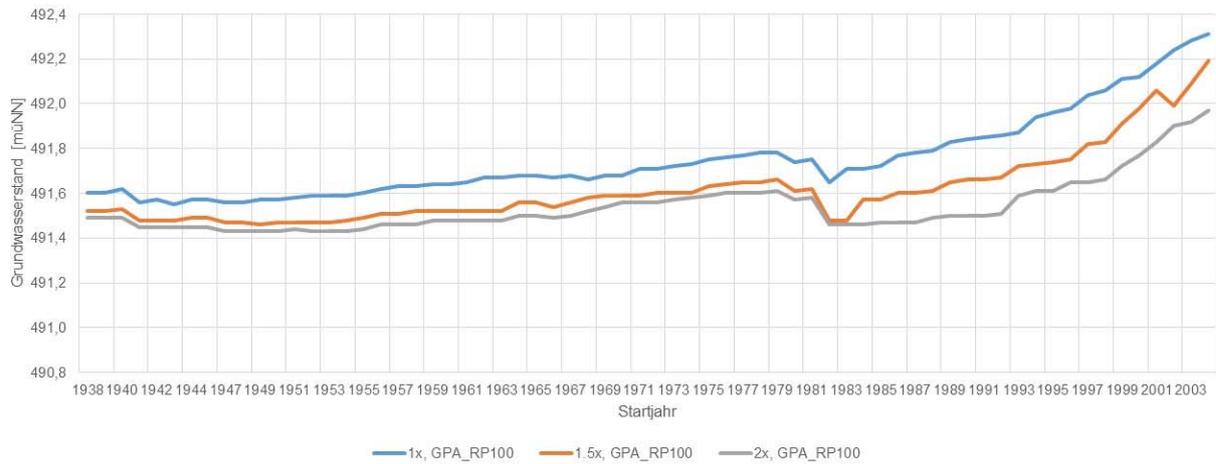
**Abb. 48:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Allach 289A



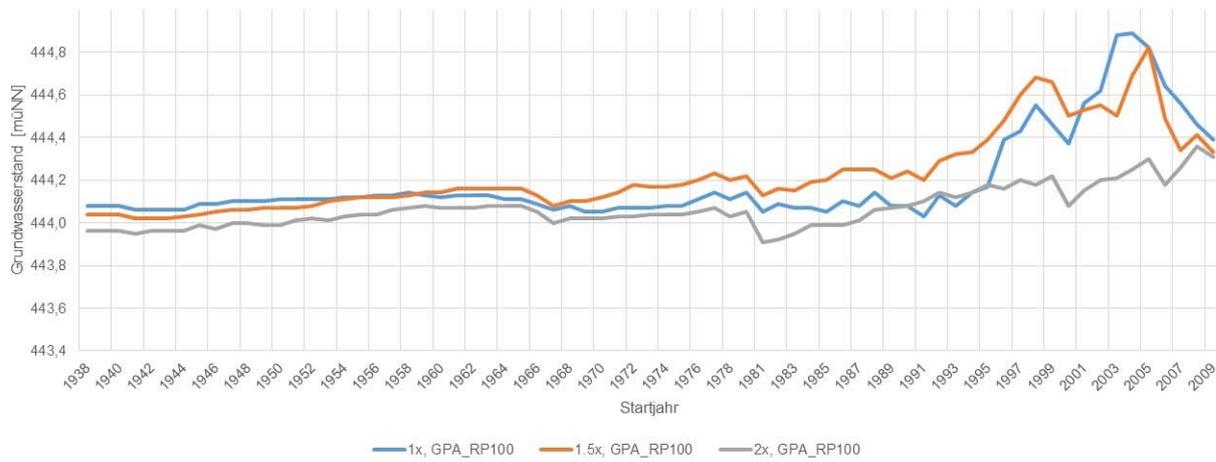
**Abb. 49:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Eching 275D



**Abb. 50:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B



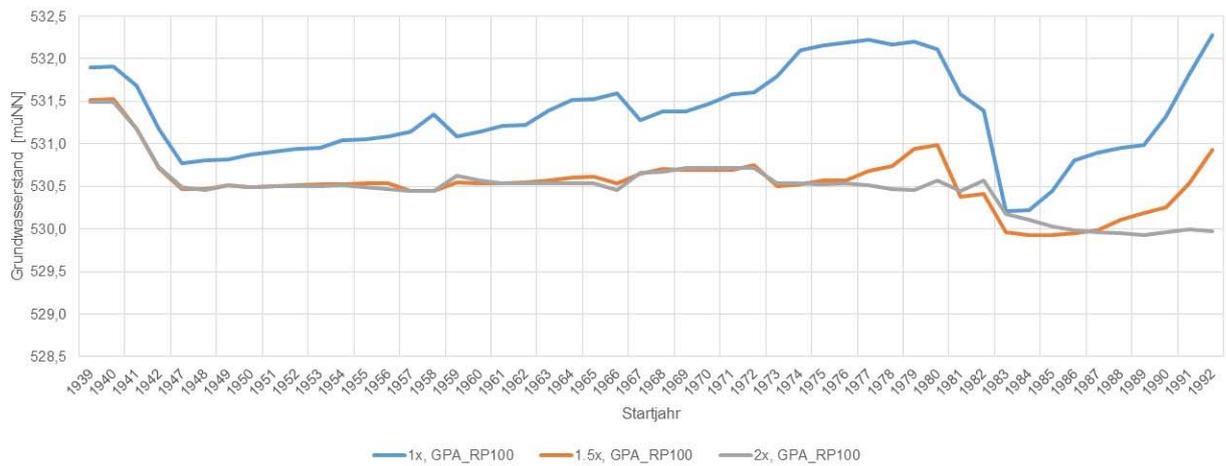
**Abb. 51:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295



**Abb. 52:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Freising 275C



**Abb. 53:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Lohhof 275A



**Abb. 54:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Pöring 266A



**Abb. 55:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung des Grundwasserstands HW1940 für die Grundwassermessstelle Wolfersberg 266

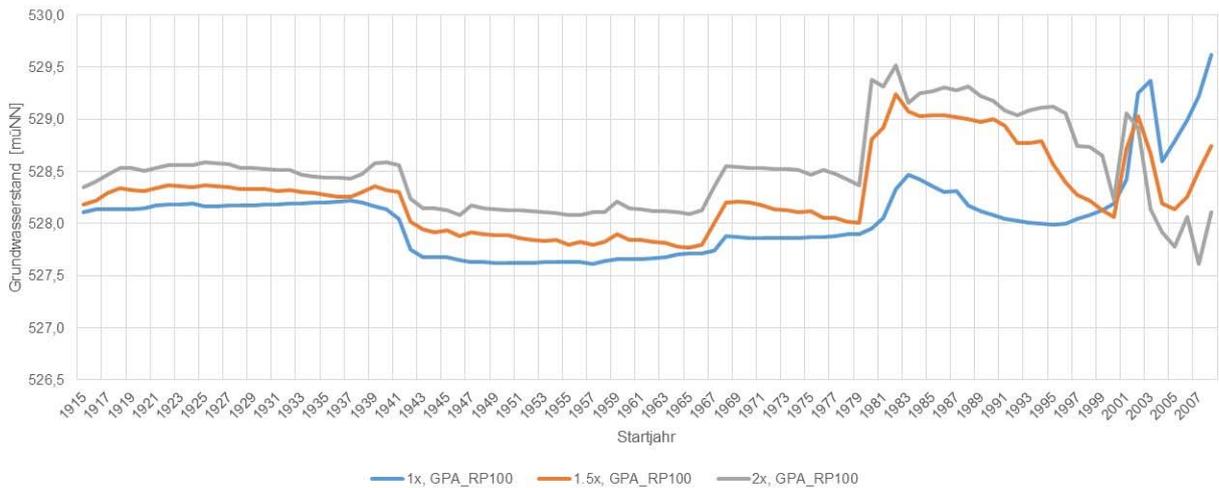
**Auswertungen HW100 POT mit HW1940 und HW1979**



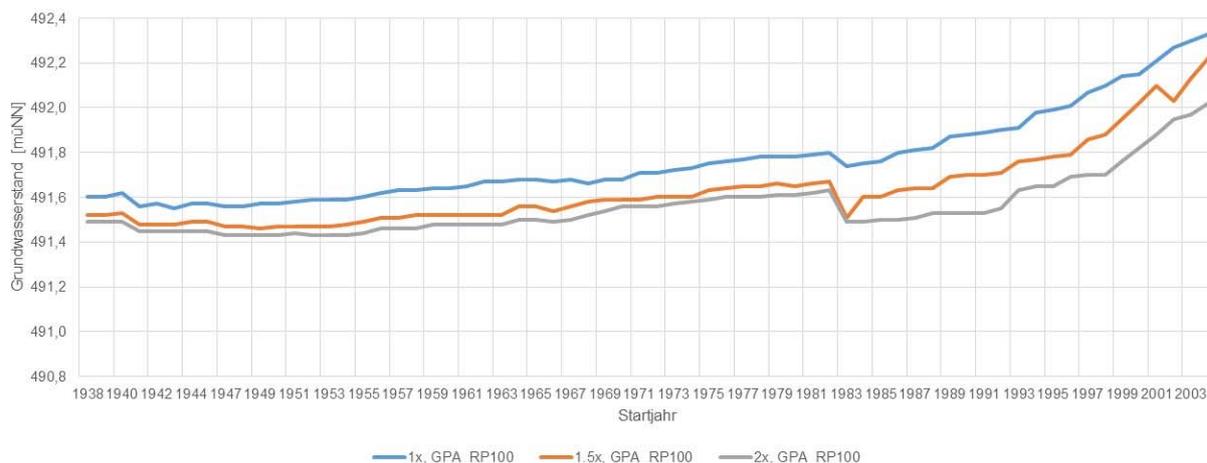
**Abb. 56:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Allach 289A



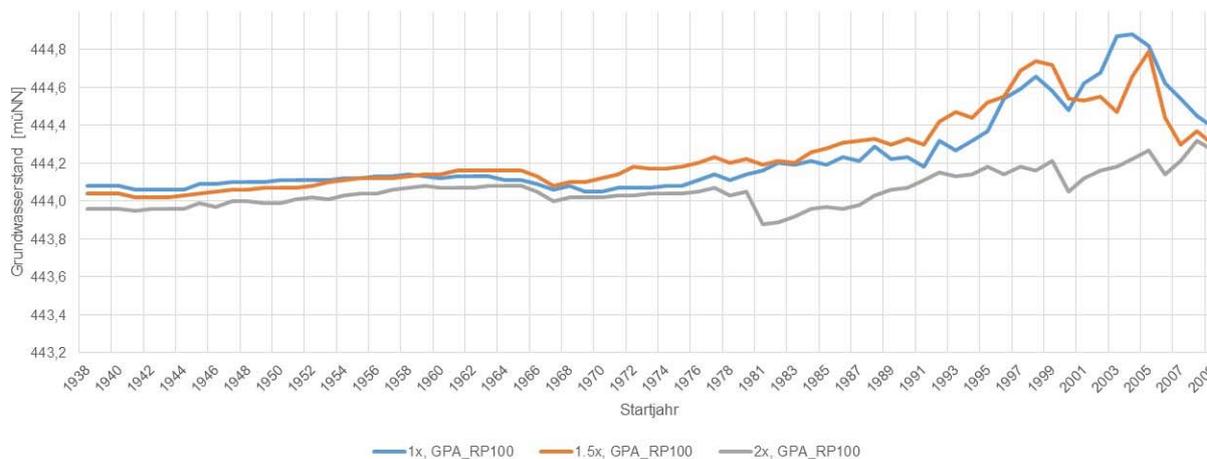
**Abb. 57:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Eching 275D



**Abb. 58:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Egling Lehrer 265B



**Abb. 59:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295



**Abb. 60:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Freising 275C



**Abb. 61:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Lohhof 275A

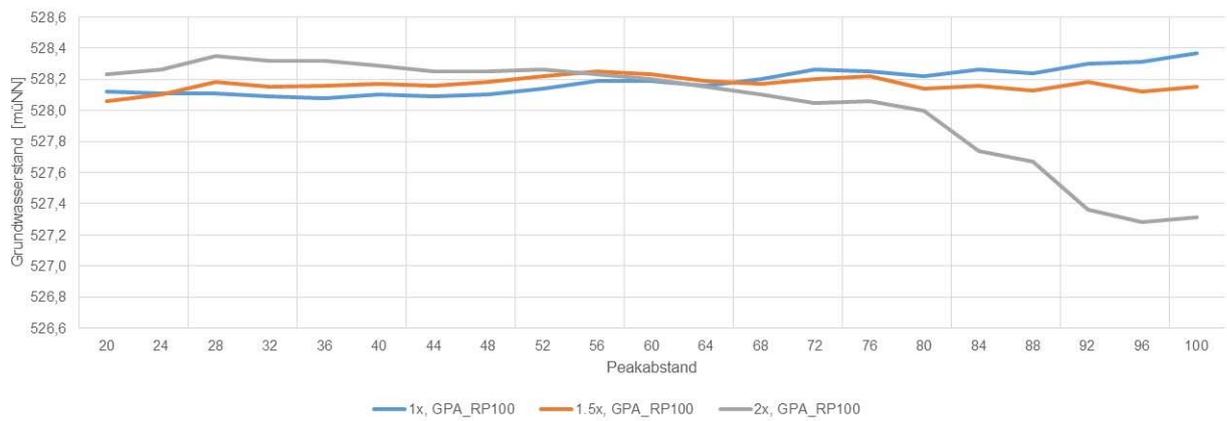


**Abb. 62:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Pöring 266A

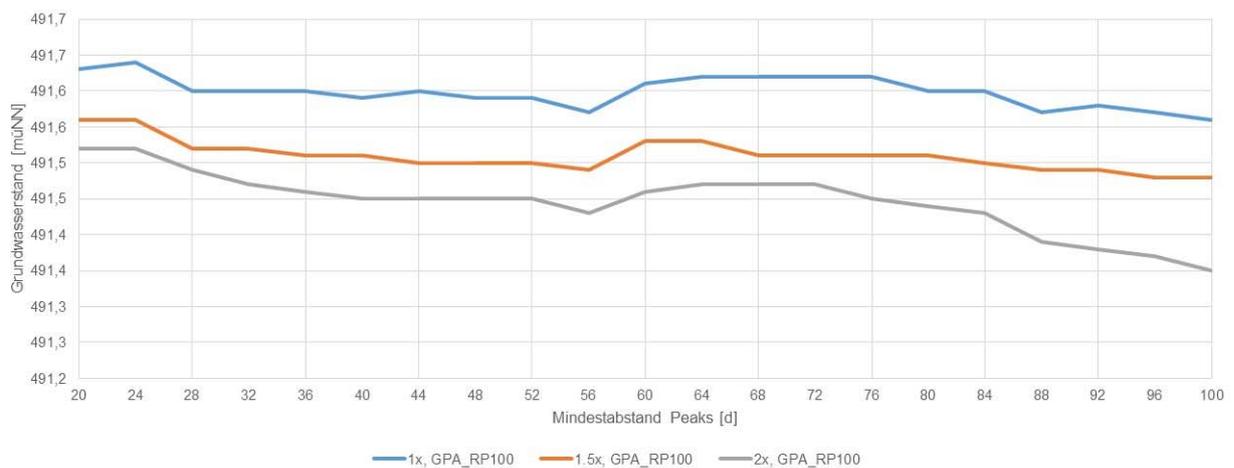


**Abb. 63:** Entwicklung des Grundwasserstands HW100 bei Auswertung mittels POT und unter Berücksichtigung der Grundwasserstände HW1940 und HW1979 für die Grundwassermessstelle Wolfersberg 266

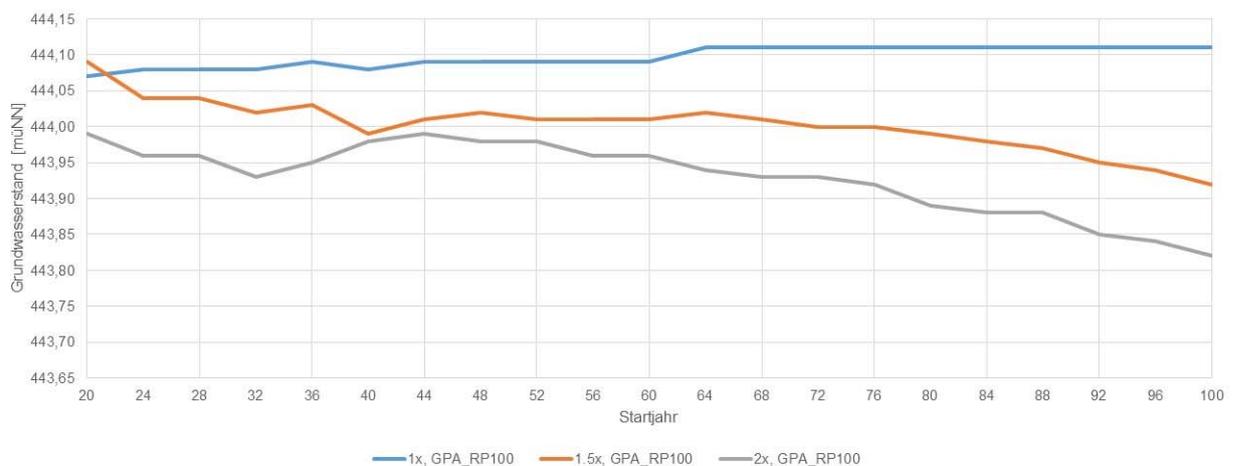
**Auswirkung des Mindestpeakabstands bei Auswertung mit POT**



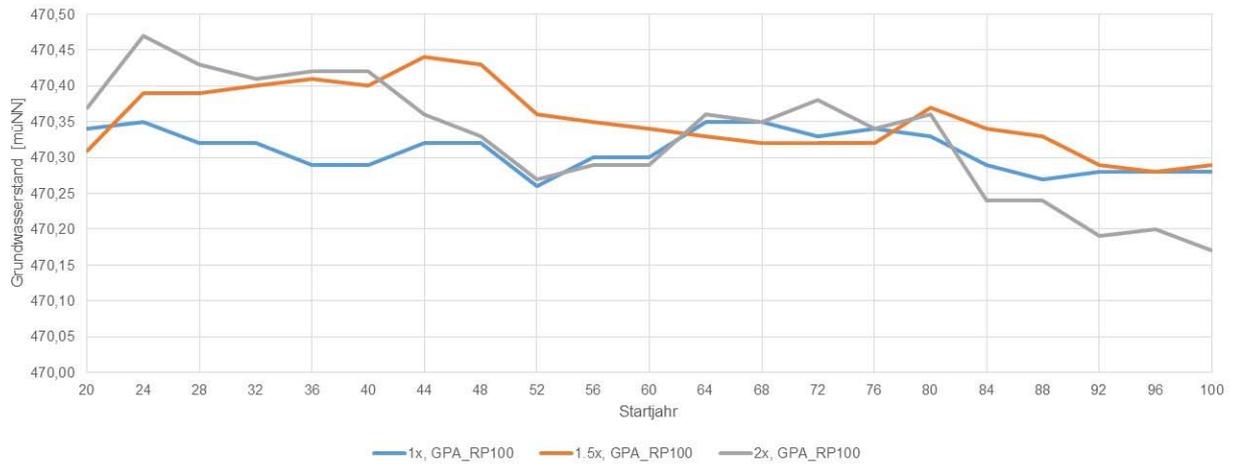
**Abb. 64:** Auswirkung des Mindestpeakabstands auf den Grundwasserstand HW100 bei Auswertung mit POT für die Grundwassermessstelle Eglfing Lehrer 265B



**Abb. 65:** Auswirkung des Mindestpeakabstands auf den Grundwasserstand HW100 bei Auswertung mit POT für die Grundwassermessstelle Feldmoching 295



**Abb. 66:** Auswirkung des Mindestpeakabstands auf den Grundwasserstand HW100 bei Auswertung mit POT für die Grundwassermessstelle Freising 275C



**Abb. 67:** Auswirkung des Mindestpeakabstands auf den Grundwasserstand HW100 bei Auswertung mit POT für die Grundwassermessstelle Lohhof 275A



**Abb. 68:** Auswirkung des Mindestpeakabstands auf den Grundwasserstand HW100 bei Auswertung mit POT für die Grundwassermessstelle Wolfersberg 266