

# DWA-Regelwerk

## **Merkblatt DWA-M 552**

Stochastische und deterministische Wege zur Ermittlung von  
Hochwasserwahrscheinlichkeiten

März 2025

# DWA-Regelwerk

## **Merkblatt DWA-M 552**

Stochastische und deterministische Wege zur Ermittlung von  
Hochwasserwahrscheinlichkeiten

März 2025

Die Deutsche Vereinigung für Wasserwirtschaft, Abwasser und Abfall e. V. (DWA) setzt sich intensiv für die Entwicklung einer sicheren und nachhaltigen Wasser- und Abfallwirtschaft ein. Als politisch und wirtschaftlich unabhängige Organisation arbeitet sie fachlich auf den Gebieten Wasserwirtschaft, Abwasser, Abfall und Bodenschutz.

In Europa ist die DWA die mitgliederstärkste Vereinigung auf diesem Gebiet und nimmt durch ihre fachliche Kompetenz bezüglich Regelsetzung, Bildung und Information sowohl der Fachleute als auch der Öffentlichkeit eine besondere Stellung ein. Die rund 14 000 Mitglieder repräsentieren die Fachleute und Führungskräfte aus Kommunen, Hochschulen, Ingenieurbüros, Behörden und Unternehmen.

### Impressum

Deutsche Vereinigung für Wasserwirtschaft,  
Abwasser und Abfall e. V. (DWA)  
Theodor-Heuss-Allee 17  
53773 Hennef, Deutschland  
Tel.: +49 2242 872-333  
E-Mail: [info@dwa.de](mailto:info@dwa.de)  
Internet: [www.dwa.de](http://www.dwa.de)

**Satz:**  
Christiane Krieg, DWA

**Druck:**  
druckhaus köthen GmbH & Co KG

**ISBN:**  
978-3-96862-799-1 (Print)  
978-3-96862-800-4 (E-Book)

Gedruckt auf 100 % Recyclingpapier

© DWA, 1. Auflage, Hennef 2025

Alle Rechte, insbesondere die der Übersetzung in andere Sprachen, vorbehalten. Kein Teil dieses Merkblatts darf vorbehaltlich der gesetzlich erlaubten Nutzungen ohne schriftliche Genehmigung der Herausgeberin in irgendeiner Form – durch Fotokopie, Digitalisierung oder irgendein anderes Verfahren – reproduziert oder in eine von Maschinen, insbesondere von Datenverarbeitungsanlagen, verwendbare Sprache übertragen werden. Die DWA behält sich das Text- und Data-Mining nach § 44b UrhG vor, was hiermit Dritten ohne Zustimmung der DWA untersagt ist.

## Vorwort

Die extremen, oftmals durch Starkregen bedingten Hochwasser der letzten Jahre zeigten, wie problematisch die Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten ist, wenn die Entstehung und der Verlauf dieser Ereignisse nicht differenziert berücksichtigt wird. Insbesondere die zunehmende Zahl von Sturzfluten erfordert ein neues Verständnis der Hochwassergefährdung in Deutschland. Dabei ist zu beachten, wie sich Sturzfluten von den herkömmlichen Flusshochwassern unterscheiden: extrem kurze Anstiegszeiten, hohe Fließgeschwindigkeiten, schießende Abflüsse, starke hydraulische Belastung der Gewässer und der Überflutungsflächen und oftmals extreme Schäden. Die Erfahrungen derartiger Extremhochwasser bildeten den Ausgangspunkt für die Überarbeitung des im Jahr 2012 veröffentlichten Merkblatts DWA-M 552 mit dem Ziel, die auf einer erweiterten Datenbasis beruhenden neuen hydrologischen Erkenntnisse in das Merkblatt einfließen zu lassen. Dazu hat die DWA im Frühjahr 2022 eine Arbeitsgruppe (AG HW-4.11 „Hochwasserwahrscheinlichkeiten“) berufen. Schwerpunkt der Überarbeitung war dabei die kausale Informationserweiterung, für die nunmehr quantitative Ansätze vorgeschlagen werden. Durch die Integration von Informationen zur Entstehung und zu den meteorologischen Ursachen von Hochwassern können nunmehr belastbare Aussagen zur Wahrscheinlichkeit extremer Ereignisse und zum Verlauf des Extrapolationsbereichs der statistischen Verteilungsfunktionen gemacht werden. Hierzu wird die Erweiterung der Datenbasis durch partielle Serien empfohlen. Neu sind ebenso Ausführungen zur multivariaten Statistik und zu Trend- und Bruchpunkttests. Wie bereits im Merkblatt DWA-M 552 (08/2012) wird auch hier die parallele Anwendung mehrerer Verfahren empfohlen. Ziel ist die Ermittlung einer Spannbreite für das gesuchte Hochwasserquantil, welche mittels objektiver Kriterien aus den verschiedenen Verfahren bestimmt werden kann. Der zugehörige Erwartungswert kann dann als Anhaltspunkt für die Schätzung verwendet werden.

### Änderungen

Gegenüber dem Merkblatt DWA-M 552 (08/2012) wurden folgende Änderungen vorgenommen:

- a) Änderung des Merkblatttitels;
- b) weitergehende Ausführungen zu kausaler Informationserweiterung;
- c) Aktualisierung und Neufassung der Ausführungen zu zeitlicher Informationserweiterung;
- d) neu aufgenommen: Hinweise zu multivariater und typbasierter Statistik;
- e) neu aufgenommen: statistische Bruchpunkt- und Trendtests, Verfahren zur Wahl der Verteilungsfunktion;
- f) Neuformulierung von Gesichtspunkten zur Anwendung der N-A-Modellierung;
- g) Präzisierungen, Klarstellungen und Verbesserungen der Verständlichkeit an folgenden Stellen: Stichprobengewinnung, Wahrscheinlichkeitsanalyse, zeitliche, kausale und räumliche Informationserweiterung, Verwendung der Verfahren;
- h) Anpassung an die geltenden Gestaltungsregeln nach Arbeitsblatt DWA-A 400:2018.

Zusätzlich zum Merkblatt erscheint das begleitende Webtool HQ-Statistik-Expert der DWA. Dieses Webtool mit benutzerfreundlicher grafischer Oberfläche enthält alle wesentlichen statistischen Funktionen, die in diesem Merkblatt vorgestellt werden. Es können sowohl eigene Datensätze als auch der Datensatz aus dem begleitenden Themenband „Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552“ (DWA 2025) im Detail statistisch mit den hier vorgeschlagenen Methoden ausgewertet werden. Das Webtool soll den Anwender / die Anwenderin bei der Umsetzung des Merkblatts unterstützen und die Anwendung komplexer statistischer Verfahren erleichtern. Es ersetzt jedoch keinesfalls das hydrologische Expertenwissen, welches bei der Auswertung und Einschätzung der Ergebnisse benötigt wird.

In diesem Merkblatt werden, soweit wie möglich, geschlechtsneutrale Bezeichnungen für personenbezogene Berufs- und Funktionsbezeichnungen verwendet. Sofern dies nicht möglich ist, wird die weibliche und die männliche Form verwendet. Ist dies aus Gründen der Verständlichkeit nicht möglich,

wird nur eine von beiden Formen verwendet. Alle Informationen beziehen sich aber in gleicher Weise auf alle Geschlechter.

Die Autoren danken Dr. Simon Seibert vom LfU Bayern für die hilfreichen Kommentare zur N-A-Modellierung.

### **Frühere Ausgaben**

Merkblatt DWA-M 552 (08/2012)

### **DWA-Klimakennung**

Im Rahmen der DWA-Klimastrategie werden Arbeits- und Merkblätter mit einer Klimakennung ausgezeichnet. Über diese Klimakennung können Anwendende des DWA-Regelwerks schnell und einfach erkennen, in welcher Intensität sich eine technische Regel mit dem Thema Klimaanpassung und Klimaschutz auseinandersetzt. Das vorliegende Merkblatt wurde wie folgt eingestuft:

**KA2** = Das Merkblatt hat direkten Bezug zur Klimaanpassung

**KS0** = Das Merkblatt hat keinen Bezug zu Klimaschutzparametern

Einzelheiten zur Ableitung der Bewertungskriterien sind im „Leitfaden zur Einführung der Klimakennung im DWA-Regelwerk“ erläutert, der online unter [www.dwa.info/klimakennung](http://www.dwa.info/klimakennung) verfügbar ist.

## Verfasserinnen und Verfasser

Dieses Merkblatt wurde von der DWA-Arbeitsgruppe HW-4.11 „Hochwasserwahrscheinlichkeiten“ im Auftrag des DWA-Hauptausschusses „Hydrologie und Wasserbewirtschaftung“ (HA HW) im DWA-Fachausschuss HW-4 „Hochwasserrisikomanagement“ erarbeitet.

Der DWA-Arbeitsgruppe HW-4.11 „Hochwasserwahrscheinlichkeiten“ gehören folgende Mitglieder an:

FISCHER, Svenja	Dr. habil., Ruhr-Universität Bochum, Bochum (Sprecherin)
BÜTTNER, Uwe	Dipl.-Hydrologe, Sächsisches Landesamt für Umwelt, Landwirtschaft und Geologie, Dresden (stellv. Sprecher)
BENDER, Jens	Prof. Dr., Duale Hochschule Baden-Württemberg, Mosbach
BUCHHOLZ, Oliver	Dr.-Ing., Hydrotec Ingenieurgesellschaft für Wasser und Umwelt mbH, Aachen
DALLA VALLE, Nicolas	M. Sc., Bayerisches Landesamt für Umwelt, Augsburg
JOHANN, Georg	Dipl.-Hydrologe, Emschergenossenschaft, Essen
MERZ, Ralf	Prof. Dr., Helmholtz-Zentrum für Umweltforschung GmbH – UFZ, Halle (Saale)
ÖTTL, Marco Albert	M. Eng., Duale Hochschule Baden-Württemberg, Mosbach
SCHUMANN, Andreas	Prof. Dr., Ruhr-Universität Bochum, Bochum
SCHWIERSCH, Niklas	Dr.-Ing., Fichtner Water & Transportation GmbH, Stuttgart

Dem DWA-Fachausschuss HW-4 „Hochwasserrisikomanagement“ gehören folgende Mitglieder an:

PIROTH, Klaus	Dr.-Ing., CDM Smith Consult GmbH, Bickenbach (Obmann)
JÜPNER, Robert	Prof. Dr., RPTU Rheinland-Pfälzische Technische Universität Kaiserslautern-Landau, Kaiserslautern (stellv. Obmann)
BRANDENBURG, Heinz	Dipl.-Ing., Stadtentwässerungsbetriebe Köln AöR, Köln
DISSE, Markus	Univ.-Prof. Dr.-Ing., Technische Universität München, München
FISCHER, Bernhard	Dr. rer. nat. Dipl.-Ing., Bonn
FISCHER, Svenja	Dr. habil., Ruhr-Universität Bochum, Bochum
GFRÖRER, Joachim	Dipl.-Ing., ARCADIS Germany GmbH, Karlsruhe
ILLING, Christian	Dr. rer. nat., Deutsches Rotes Kreuz Landesverband Nordrhein e. V., Bonn
KEYL, Marion	Dipl.-Ing., Bayerisches Landesamt für Umwelt, Augsburg
MEON, Günter	Prof. Dr.-Ing., Leichtweiß-Institut für Wasserbau, Braunschweig
MUDERSBACH, Christoph	Prof. Dr.-Ing., Siegen
MÜLLER, Uwe	Dr.-Ing. habil., Sächsisches Landesamt für Umwelt, Landwirtschaft und Geologie, Dresden
NACKEN, Heribert	Prof. Dr.-Ing., RWTH Aachen, Aachen
RÖTTCHER, Klaus	Prof. Dr.-Ing., Ostfalia Hochschule für angewandte Wissenschaften, Suderburg
SCHEIBEL, Marc	Dipl.-Ing., Landesamt für Natur, Umwelt und Verbraucherschutz NRW, Wuppertal
SIEMON, Christian	Dipl.-Ing., HGN Beratungsgesellschaft mbH, Braunschweig

Projektbetreuer in der DWA-Bundesgeschäftsstelle:

BARION, Dirk	Dipl.-Geogr., Hennef Abteilung Wasser- und Abfallwirtschaft
--------------	----------------------------------------------------------------

# Inhalt

<b>Vorwort</b> .....	<b>3</b>
<b>Verfasserinnen und Verfasser</b> .....	<b>5</b>
<b>Bilderverzeichnis</b> .....	<b>8</b>
<b>Tabellenverzeichnis</b> .....	<b>10</b>
<b>Hinweis für die Benutzung</b> .....	<b>11</b>
<b>Einleitung</b> .....	<b>11</b>
<b>1 Anwendungsbereich</b> .....	<b>18</b>
<b>2 Begriffe</b> .....	<b>18</b>
2.1 Abkürzungen .....	18
2.2 Formelzeichen .....	19
<b>3 Hochwasserdaten</b> .....	<b>23</b>
3.1 Allgemeines .....	23
3.2 Konsistenzprüfung der Daten .....	23
3.3 Stichprobengewinnung .....	25
3.3.1 Vorbemerkungen .....	25
3.3.2 Hochwasserscheitelstatistik .....	25
3.3.3 Ereignisstatistik .....	28
3.3.4 Hochwassertypisierung .....	29
3.4 Inhomogenität und Instationarität von Hochwasserbeobachtungsreihen .....	30
<b>4 Wahrscheinlichkeitsanalyse</b> .....	<b>36</b>
4.1 Vorbemerkungen .....	36
4.2 Empirische Wahrscheinlichkeiten ( <i>Plotting Positions</i> ) .....	36
4.3 Verteilungsfunktionen .....	38
4.3.1 Funktionen zur Beschreibung von Jahresmaxima .....	38
4.3.2 Funktionen zur Beschreibung der partiellen Serie .....	38
4.3.3 Unterschiede zwischen den Verteilungsfunktionen .....	40
4.4 Parameterschätzung .....	40
4.4.1 Vorbemerkungen .....	40
4.4.2 Momentenmethode (Produktmomente) .....	40
4.4.3 Linear-Momente (L-Momente) .....	41
4.4.4 Maximum-Likelihood-Methode .....	41
4.4.5 Bewertung der Schätzverfahren .....	42
4.5 Konfidenzintervalle (Vertrauensbereich) .....	43
4.6 Wahl der Verteilungsfunktion .....	45
4.6.1 Vorbemerkungen .....	45
4.6.2 Grafischer Vergleich zwischen den empirischen Wahrscheinlichkeiten und der angepassten Verteilung .....	45
4.6.3 Anpassungstests .....	46
4.6.4 Informationskriterien .....	46

4.6.5	Große Hochwasser, die von der Verteilungsfunktion deutlich abweichen .....	47
4.7	Multivariate Statistik .....	49
<b>5</b>	<b>Zeitliche Informationserweiterung .....</b>	<b>53</b>
5.1	Vorbemerkungen .....	53
5.2	Historische Hochwasser .....	53
5.3	Einordnung des Zeitraums der Beobachtungsreihe.....	57
<b>6</b>	<b>Kausale Informationserweiterung .....</b>	<b>59</b>
6.1	Vorbemerkungen .....	59
6.2	Hochwasserstatistik unter Berücksichtigung der Hochwassergenese .....	59
6.2.1	Allgemeines .....	59
6.2.2	Saisonale Hochwasserstatistik.....	59
6.2.3	Typbasierte Hochwasserstatistik.....	62
6.3	Ereignisbasierte und kontinuierliche Niederschlag-Abfluss-Simulation mit deterministischen Modellen .....	65
6.3.1	Allgemeines .....	65
6.3.2	Hinweise zur Modellkalibrierung.....	66
6.3.3	Definition der Jährlichkeit der berechneten Hochwasserscheitel bei der Einzelereignissimulation.....	66
6.3.4	Kontinuierliche Niederschlag-Abfluss-Simulation .....	67
6.3.5	Verwendung der Ergebnisse der Niederschlag-Abfluss-Modellierung .....	67
<b>7</b>	<b>Räumliche Informationserweiterung .....</b>	<b>69</b>
7.1	Vorbemerkungen .....	69
7.2	Abflussdiagramme und hydrologische Längsschnitte .....	69
7.3	Statistische Regionalisierungsverfahren .....	72
7.3.1	Vorbemerkungen .....	72
7.3.2	Definition hydrologisch ähnlicher Einzugsgebiete.....	73
7.3.3	Übertragung der Information von beobachteten auf unbeobachtete Gebiete.....	73
<b>8</b>	<b>Zusammenführung und Bewertung des Ergebnisspektrums.....</b>	<b>75</b>
8.1	Vorgehensweise .....	75
8.2	Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten mittels verschiedener Methoden beispielhaft für den Pegel Marienthal/Regen.....	80
<b>Anhang A</b>	<b>Statistische Instationaritätstests .....</b>	<b>83</b>
A.1	Vorbemerkungen .....	83
A.2	Bruchpunkttests .....	83
A.3	Trendtests .....	84
<b>Anhang B</b>	<b>Statistische Kenngrößen und Parameterschätzer .....</b>	<b>85</b>
<b>Anhang C</b>	<b>Relevante Verteilungsfunktionen.....</b>	<b>86</b>
<b>Anhang D</b>	<b>Statistische Methoden zur Wahl der Verteilungsfunktion .....</b>	<b>94</b>
D.1	Vorbemerkungen .....	94
D.2	Verteilungstests.....	94
D.3	Informationskriterien .....	95
<b>Anhang E</b>	<b>Definitionen ausgewählter Archimedischer Copulas .....</b>	<b>96</b>

<b>Anhang F Verfahren zur Hochwassertypisierung .....</b>	<b>98</b>
F.1 Vorbemerkungen .....	98
F.2 Hochwassertypisierung .....	98
<b>Anhang G Verfahren zur Ermittlung von Saisonalität .....</b>	<b>101</b>
G.1 Vorbemerkungen .....	101
G.2 Das wahrscheinlichkeitsgewichtete Burn-Diagramm.....	101
<b>Anhang H Verfahren zur Berücksichtigung historischer Hochwasser .....</b>	<b>104</b>
<b>Quellen und Literaturhinweise .....</b>	<b>106</b>

## Bilderverzeichnis

Bild 1: Stellung des Merkblatts innerhalb des Systems der wasserbaulichen Hochwasserbemessung .....	12
Bild 2: Kriterien für unabhängige Hochwasserscheitel, $MQ$ bezeichnet den langjährigen mittleren Abfluss .....	26
Bild 3: Unterschied AMAX- und POT-Werte in Bezug auf den Schwellenwert $u$ .....	27
Bild 4: Schematische Darstellung verschiedener Bruchpunkte und Trends.....	31
Bild 5: Beispiel einer beobachteten Datenreihe, die den zugrundeliegenden Prozess nicht hinreichend beschreibt .....	33
Bild 6: Als signifikant identifizierte hochwasserarme und hochwasserreiche Perioden in den Jahreshöchstabflüssen am Pegel Köln/Rhein.....	33
Bild 7: Signifikante Trends über jeweils 30 Jahre im Ergebnis des Mann-Kendall-Test mit einem Signifikanzniveau von 0,05 in der Reihe der Jahreshöchstabflüsse in Köln 1817-2013.....	34
Bild 8: Beispiele für mögliche Ursachen von Instationaritäten: a) Erhöhung von Hochwasserabflüssen durch Urbanisierung im Einzugsgebiet; b) Abflachung der Hochwasserscheitel durch zusätzliche Retentionsflächen, c) Wirkung des technischen Rückhalts in Speichern, Scheitelreduzierung bei kleinen Ereignissen, Verringerung bzw. Verlust der Hochwasserscheitel- minderung bei Extremereignissen .....	35
Bild 9: Verschiedene Verteilungsfunktionen, angepasst mit unterschiedlichen Schätzverfahren an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen, dargestellt zusammen mit den empirischen Jährlichkeiten .....	43
Bild 10: 95%-Konfidenzintervall für die Hochwasserquantile geschätzt mittels GEV-Verteilung und L-Momenten sowie empirische Jährlichkeiten für den Pegel Marienthal/Regen.....	44
Bild 11: Q-Q-Plot der beobachteten Quantile der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen und der theoretischen der GEV-Verteilung mit mittels L-Momenten geschätzten Parametern sowie Histogramm der Jahreshöchstabflüsse mit mittels L-Momenten angepasster Dichte der GEV-Verteilung (rechts).....	46
Bild 12: Links: Bivariate Stichprobe von $X$ und $Y$ mit den univariaten Dichtefunktionen $f_x(x)$ und $f_y(y)$ sowie synthetischen Realisationen unter Verwendung einer Copula bei Annahme einer statistischen Unabhängigkeit. Rechts: in den Einheitsraum $[0,1]$ überführte Werte $U$ und $V$ .....	50
Bild 13: Beispiel der UND, ODER und konditionalen Wahrscheinlichkeit am Beispiel von ausgewerteten Hochwasserscheiteln und -füllen .....	52

Bild 14:	Historische Hochwasser am Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde innerhalb der systematischen Reihe 1910 bis 2020 und Veränderung der zugeordneten Jährlichkeiten.....	56
Bild 15:	Ergebnisse der Anwendung des in Anhang H dargestellten Verfahrens der partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente zur Einbeziehung historischer Hochwasser in die statistische Analyse für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde.....	57
Bild 16:	Beobachtete maximale jährliche Abflussscheitel der Sehma bei Annaberg und der Zschopau bei Tannenberg .....	58
Bild 17:	Wahrscheinlichkeitsgewichtetes Kreisdiagramm der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen .....	60
Bild 18:	Saisonale Verteilung für Sommer- und Winterhöchstabflüsse, Mischverteilung beider Saisons sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen .....	61
Bild 19:	TMPS-Mischungsmodell und Typverteilungen sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse für den Pegel Marienthal/Regen.....	63
Bild 20:	Beispiel für synthetische Ganglinien für verschiedene Hochwassertypen für das $HQ(100)$ von $83 \text{ m}^3/\text{s}$ am Pegel Achsheim/Schmutter a) mit mittleren Parametern für Anstiegs- und Rückgangszeit und b) mit einem Ensemble von Startparametern für Anstiegs- und Rückgangszeit .....	64
Bild 21:	$MHQ$ -Diagramm der Gebiete von Mulde und Spree in Sachsen.....	69
Bild 22:	$HQ$ -Längsschnitt der Lausitzer Neiße mit Benennung der Pegel und der bedeutendsten Zuflüsse .....	71
Bild 23:	Ausgewählte $HQ(T)$ -Längsschnitte der Lausitzer Neiße zwischen den Pegeln Hartau und Görlitz als Regressionsgeraden .....	71
Bild 24:	Mittels hierarchischem Clustering ermittelte hydrologisch ähnliche Regionen für die Formparameter der GPD und GEV im hydrologischen Bayern, differenziert nach Hochwassertyp .....	75
Bild 25:	Gesamtschau der Ergebnisse der Wahrscheinlichkeitsermittlung .....	79
Bild 26:	Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen .....	81
Bild E.1:	Dichten der Archimedischen Copulas für verschiedene Werte von Kendalls Tau.....	97
Bild F.1:	Schematische Darstellung der Hochwassertypisierung .....	98
Bild F.2:	Unterteilung der regengetriebenen Hochwasser anhand ihrer TQ-Werte mittels linearer Regression für den Pegel Marienthal/Regen.....	100
Bild F.3:	Unterteilung der schneeschnmelzbeeinflussten Hochwasser anhand ihrer Niederschlags- und Schneeschmelzsumme für den Pegel Marienthal/Regen.....	100
Bild G.1:	Burn-Diagramm der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen .....	101
Bild G.2:	Wahrscheinlichkeitsgewichtetes Burn-Diagramm der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen .....	103
Bild H.1:	Historische Hochwasser und Hochwasser der systematischen Reihe für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde in Sachsen.....	104
Bild H.2:	Berücksichtigung historischer Hochwasser für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde mittels PPWM.....	105

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Empfohlene Verfahren und Methoden zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten .....	14
Tabelle 2:	Theoretische Unterschiede zwischen den statistischen Wiederkehrintervallen $T_p$ , berechnet aus der partiellen Reihe, und $T_a$ , berechnet aus der Reihe der Jahreshöchstwerte .....	39
Tabelle 3:	Überblick zu Schätzverfahren .....	42
Tabelle 4:	Mögliche Ursachen für extreme Hochwasser als Ursache schwerer Ränder von Hochwasserverteilungen .....	48
Tabelle 5:	Hochwasser, die einen Schwellenwert von $800 \text{ m}^3/\text{s}$ überschreiten, und deren empirische Jährlichkeit, bezogen auf den Zeitraum 1434 bis 2020 für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde .....	55
Tabelle 6:	Momente der Reihe der jährlichen Hochwasserabflüsse der Pegel Annaberg 1 und Tannenberg .....	58
Tabelle 7:	Einschätzung des Hochwasserverhaltens (Ergebnisspektrum) nach unterschiedlichen Methoden für den Pegel Marienthal am Regen.....	82
Tabelle B.1:	Stichprobenmomente .....	85
Tabelle B.2:	Statistische Kennwerte (Stichprobenschätzer) .....	85
Tabelle C.1:	Generalisierte Extremwertverteilung (GEV) .....	86
Tabelle C.2:	Extremwertverteilung Typ 1 (Gumbel- Verteilung) .....	87
Tabelle C.3:	Dreiparametrische Pearson-III-Verteilung .....	88
Tabelle C.4:	Dreiparametrische logarithmische Normalverteilung .....	89
Tabelle C.5:	Dreiparametrische logarithmische Pearson-III-Verteilung .....	91
Tabelle C.6:	Generalisierte Pareto-Verteilung.....	92
Tabelle C.7:	Cauchy-Verteilung.....	93
Tabelle E.1:	Definitionen häufig verwendeter Archimedischer Copulas .....	96

## Hinweis für die Benutzung

Dieses Merkblatt ist das Ergebnis ehrenamtlicher, technisch-wissenschaftlicher/wirtschaftlicher Gemeinschaftsarbeit, das nach den hierfür geltenden Grundsätzen (Satzung, Geschäftsordnung der DWA und dem Arbeitsblatt DWA-A 400) zustande gekommen ist. Für ein Merkblatt besteht eine tatsächliche Vermutung, dass es inhaltlich und fachlich richtig ist.

Jeder Person steht die Anwendung des Merkblatts frei. Eine Pflicht zur Anwendung kann sich aber aus Rechts- oder Verwaltungsvorschriften, Vertrag oder sonstigem Rechtsgrund ergeben.

Dieses Merkblatt ist eine wichtige, jedoch nicht die einzige Erkenntnisquelle für fachgerechte Lösungen. Durch seine Anwendung entzieht sich niemand der Verantwortung für eigenes Handeln oder für die richtige Anwendung im konkreten Fall; dies gilt insbesondere für den sachgerechten Umgang mit den im Merkblatt aufgezeigten Spielräumen.

Normen und sonstige Bestimmungen anderer Mitgliedstaaten der Europäischen Union oder anderer Vertragsstaaten des Abkommens über den Europäischen Wirtschaftsraum stehen Regeln der DWA gleich, wenn mit ihnen dauerhaft das gleiche Schutzniveau erreicht wird.

## Einleitung

### Gegenstand des vorliegenden Merkblatts

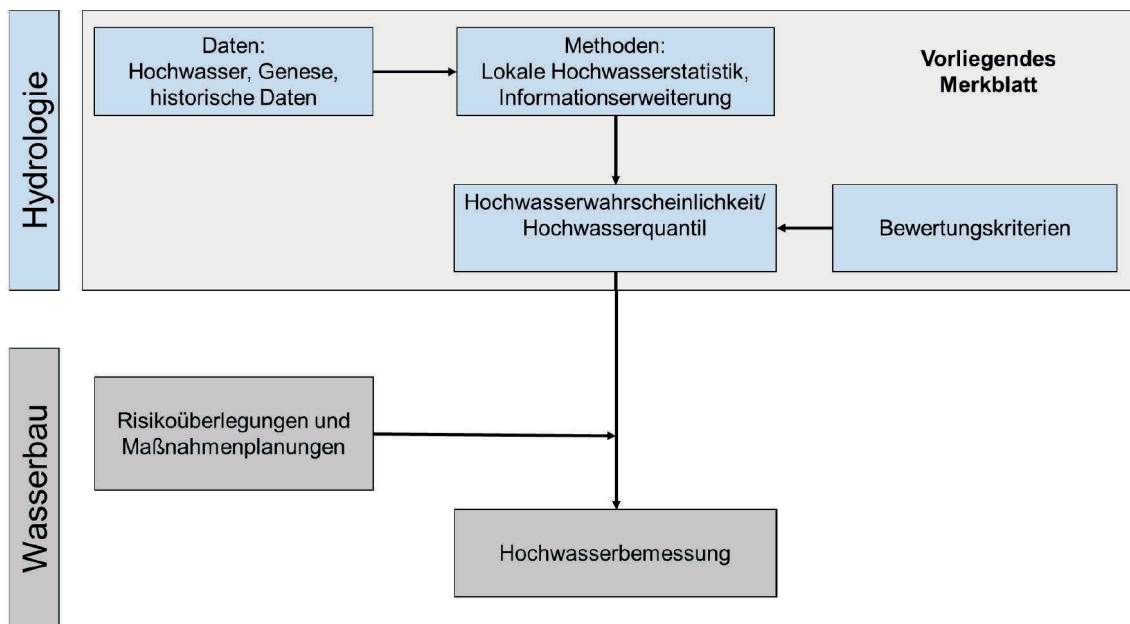
Eine Vielzahl wasserwirtschaftlicher Planungs- und Bemessungsaufgaben erfordert Kenntnisse über Hochwasserabflüsse und deren Überschreitungswahrscheinlichkeiten. Statt der Überschreitungswahrscheinlichkeit wird in der Hydrologie oft der Begriff „Jährlichkeit“ (Kehrwert der jährlichen Überschreitungswahrscheinlichkeit eines Hochwasserscheitelabflusses) oder die Bezeichnung „statistisches Wiederkehrintervall“ (mittlere Zeitspanne, in der ein Hochwasserabfluss überschritten wird) verwendet. Ziel dieses Merkblatts ist es, Empfehlungen für die Anwendung von hochwasserstatistischen Verfahren zur Bestimmung von Hochwasserabflüssen an einem Fließgewässerquerschnitt für die jeweiligen ausgewählten Jährlichkeiten zu geben.

Die Zielsetzung der hier dargestellten Verfahren und Methoden besteht in einer bestmöglichen Schätzung der hochwasserstatistischen Kennwerte unter Verwendung der zum Zeitpunkt der Berechnung verfügbaren Information. Dabei wird davon ausgegangen, dass eine Überschätzung und eine Unterschätzung als gleich wahrscheinlich anzunehmen sind. In der Statistik wird dann von dem Erwartungswert gesprochen, also jenem Abfluss einer bestimmten Jährlichkeit, der theoretisch im Mittel über viele Anwendungsfälle erreicht wird. Dies bedeutet allerdings auch, dass, zum Beispiel nach Vorliegen einer längeren Hochwasserdatenreihe, das heißt, beim Vorliegen neuer Informationen, eine abermalige Ermittlung des Hochwasserabflusses oftmals veränderte Rechenergebnisse ergeben wird.

Die Ergebnisse, das heißt, die berechneten Hochwasserabflüsse für die vorgegebenen Jährlichkeiten, hängen von der Datenbasis und den verwendeten Methoden ab. Meist ist die Datenbasis so beschaffen, dass die berechneten Werte erhebliche Unsicherheiten aufweisen. Auch die angewandten Verfahren und Methoden unterscheiden sich je nach Anwendungsfall und Datenbasis in ihrer Eignung, wodurch weitere Unsicherheiten bedingt sind.

Je nach Anwendungsfall werden Abflusswerte für unterschiedliche Jährlichkeiten benötigt. Dieses Merkblatt empfiehlt als grundsätzliche Vorgehensweise für alle Jährlichkeiten die parallele Anwendung mehrerer Methoden. Bei den dargestellten Methoden und Beispielen ist der Fokus auf Jährlichkeiten von 2 bis 200 Jahren gerichtet. Hierzu gibt es eine Reihe von gebräuchlichen und wissenschaftlich begründeten Ansätzen. Für die Ermittlung bzw. Abschätzung von Hochwasserabflüssen mit

extrem niedrigen Überschreitungswahrscheinlichkeiten (z. B. mit Überschreitungswahrscheinlichkeiten  $P_{\bar{u}}$  von  $10^{-3}$  und  $10^{-4}$ ) sind dagegen umfangreichere Untersuchungen und vertiefte Gebietskenntnisse erforderlich. Eine Anwendung statistischer Methoden ist mit subjektiven Annahmen und hohen Unsicherheiten verbunden, sodass letztlich die angewandten Verfahren und die Verwendung der Ergebnisse durch Konventionen bedingt sind. Die Abstimmung derartiger Konventionen erfordert die Beachtung der Unterschiede zwischen den Ergebnissen der Berechnung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten, das heißt, den Scheitelabflüssen  $HQ(T)$ , die für eine vorgegebene Jährlichkeit  $T$  ermittelt wurden, und den Bemessungsabflüssen. Ein Bemessungsabfluss wird zur Dimensionierung bzw. Bemessung von Bauwerken oder anderen Maßnahmen benötigt. Im wasserbaulichen Kontext bezeichnet der Bemessungsabfluss den Abfluss, auf den eine Hochwasserschutzmaßnahme auszulegen ist (Schutz der Anlieger oder Unterlieger), den das zu bemessende Bauwerk schadlos abführen oder dem es standhalten sollte. Der Bemessungsabfluss wird meist auf der Basis des Hochwasserabflusses einer bestimmten Jährlichkeit gewählt, um ein ähnliches Schutzziel mehrerer Vorhaben in einem Einzugsgebiet oder einer Verwaltungsregion zu erreichen oder um Bemessungsvorschriften, zum Beispiel für Stauanlagen, zu erfüllen. Bei der wasserbaulichen Bemessung werden hierzu in der Regel zusätzliche Überlegungen angestellt, insbesondere in Hinblick auf die Überlastungsfähigkeit der Anlage und etwaige verbleibende Risiken, was zu einer Erhöhung des Bemessungsabflusses im Vergleich zum ermittelten Hochwasserabfluss der vorgegebenen Jährlichkeit führen kann. Die Komplexität der Festlegung eines angemessenen Schutz- und Sicherheitsgrads durch die Wahl des Bemessungshochwassers wurde beispielsweise im Merkblatt DVWK-M 209/1989 dargestellt. Derart sicherheitsorientierte wasserbauliche Überlegungen zur Wahl des Bemessungsabflusses sind jedoch nicht Gegenstand der Darstellungen in diesem Merkblatt. Die Verknüpfung von hydrologischen und wasserbaulichen Grundlagen für die Anlagenbemessung zeigt Bild 1.



**Bild 1: Stellung des Merkblatts innerhalb des Systems der wasserbaulichen Hochwasserbemessung** (Grafik: modifiziert nach SPREAFICO et al. (2003))

Den Scheitelabflüssen  $HQ(T)$  kommt auch im Hochwasserrisikomanagement eine große Bedeutung zu. Sie werden für die Erstellung der Hochwasserrisiko- und Hochwassergefahrenkarten verwendet und entfalten damit eine sehr breite Wirkung. Beispielsweise ziehen die in der Regel auf den überschwemmten Flächen bei  $HQ(100)$  basierenden festgesetzten Überschwemmungsgebiete direkte Rechtsfolgen nach sich und auch Fragen der Versicherbarkeit von Gebäuden sind indirekt mit diesen Berechnungen verknüpft.

Bei statistischen Auswertungen des Abflusses wird in der Regel die Datenreihe als statistisch unveränderlich angesehen, das heißt, jedes Jahr ist in gleicher Weise wie jedes andere Jahr repräsentativ für das Gebiet. Klimavariabilität, Änderungen der Landnutzung und wasserbauliche Maßnahmen können

jedoch das hydrologische Langfristverhalten beeinflussen. Während die Wirkung wasserbaulicher Maßnahmen auf die Hochwasserverhältnisse oftmals durch die deterministische Modellierung abgebildet werden kann, ist die Abschätzung von Landnutzungs- und Klimaeffekten schwierig. Landnutzungsänderungen können in kleinen Gebieten aufgrund ihres dort meist großen flächenmäßigen Anteils für das Hochwasserregime relevant sein, müssen sich jedoch nicht notwendigerweise regional bemerkbar machen. Aussagen zu künftigen Klimaänderungen sind ungewiss und vor allem im Bereich der Extremwerte sehr unsicher [BLÖSCHL & MONTANARI 2010, WASKO et al. 2021]. Trendanalysen anhand beobachteter Abflussdaten besitzen den Vorteil, auch Rückkoppelungsprozesse und andere schwer zu erfassende Effekte summarisch wiederzugeben. Allerdings erschwert die Häufung von Hochwasserereignissen in bestimmten Zeitabschnitten in der Größenordnung von Dekaden die Interpretation von relativ kurzen Datenreihen, weswegen Trendanalysen oft widersprüchliche Befunde ergeben (KUNDZEWICZ et al. 2005, PETROW & MERZ 2009). In 3.4 wird auf diese Problematik hingewiesen und eine kausale Begründung der festgestellten Trends bzw. Bruchpunkte gefordert. Klima- und Landnutzungseffekte sind bei der Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten infolge der vielfältigen Einflussgrößen schwer abschätzbar. Das vorliegende Merkblatt verzichtet deshalb auf Prognosen über zukünftige Effekte von Klimaänderungen. Es wird eingeschätzt, dass die explizite Ausweisung von Unsicherheiten gegenwärtig zielführender ist als der Versuch, solche Veränderungen zu prognostizieren. Sind in der Zukunft derartige Änderungen gesichert quantifizierbar, ist ihre Berücksichtigung sinnvoll.

### Grundsätzliches Vorgehen

Das Merkblatt DWA-M 552 von August 2012 wich insofern von den bis dato veröffentlichten Regelwerkspublikationen auf dem Gebiet der Hochwasserstatistik (DVWK-R 101/1979 „Empfehlung zur Berechnung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten“, und DVWK-M 251/1999 „Statistische Analyse von Hochwasserabflüssen“) ab, als dass die ausschließlich statistische Vorgehensweise durch eine hydrologische Perspektive ergänzt wurde. Das Ziel bestand dabei in der Erhöhung der Aussagekraft der Hochwasserwahrscheinlichkeiten durch die Verwendung von Informationen, die über die Reihe der Jahreshöchstwerte hinausgehen. Eine derartige Informationserweiterung kann in zeitlicher, kausaler und räumlicher Hinsicht erfolgen (DYCK 1980). Das Merkblatt DWA-M 552 (08/2012) war eher zurückhaltend im Vorgeben von Methoden und Verfahren. Stattdessen finden sich dort verschiedene Möglichkeiten zur Kombination von Statistik mit Zusatzinformationen. Eine Reihe dieser Zusatzinformationen liefern dabei primär qualitative Informationen über die Zuverlässigkeit der ermittelten Hochwasserwerte. Ein Beispiel hierfür ist der Vergleich der Ergebnisse der hochwasserstatistischen Analyse an einem Pegel mit den entsprechenden Werten an Nachbarpegeln. Hierzu wurden Gebietsbegehungen empfohlen, die einer detaillierten Beschreibung der ähnlichen bzw. unterschiedlichen Abflussmechanismen dienen. Damit lässt sich unter Umständen die Plausibilität der festgestellten Unterschiede teilweise begründen, andere Einflussfaktoren, wie zum Beispiel die Verschiedenheit der raum-zeitlichen Niederschlagsverteilungen in den benachbarten Einzugsgebieten bei den beobachteten Extremereignissen, können jedoch nur bedingt berücksichtigt werden.

In diesem Merkblatt werden verschiedene Möglichkeiten der Informationserweiterung nunmehr mit methodischen Gesichtspunkten verknüpft. Hierzu wurden einige, in den letzten Jahren entwickelte statistische Verfahren und Methoden, die die bestehenden Defizite der klassischen statistischen Hochwasseranalyse berücksichtigen und teilweise ausgleichen, eingeführt. Damit werden verschiedene Wege zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten aufgezeigt. Die dargestellten Verfahren haben jeweils spezifische Vor- und Nachteile, die im jeweiligen Anwendungsfall unterschiedlich stark zum Tragen kommen. Aus der Anwendung mehrerer Methoden zur Ermittlung des Hochwasserscheitelabflusses einer bestimmten Jährlichkeit ergibt sich die Möglichkeit, dass Vorteile bestimmter Verfahren die Nachteile anderer Verfahren kompensieren. In Tabelle 1 wird ein Überblick über die zusammengestellten Verfahren und Methoden sowie deren Vor- und Nachteile gegeben. Die Ergebnisse der einzelnen Vorgehensweisen werden sich in Abhängigkeit von Umfang und Güte der verwendeten Daten sowie Eignung und Güte der verwendeten Methodik für den jeweiligen Anwendungsfall zwangsläufig voneinander unterscheiden. In der Gesamtschau der Ergebnisse ist es deshalb erforderlich, eine Präferenzlösung zu ermitteln. Die Bedeutung der einzelnen Informationen verschiebt sich dabei

mit der Größe des Ereignisses, den hydrologischen Prozessen im Gebiet, der verfügbaren Datensituation und der Aufgabenstellung (siehe Abschnitt 8). Die Streuung der Ergebnisse ist dabei ein wesentlicher Anhaltspunkt, um die Unsicherheiten der jeweiligen Verfahren im Kontext zu beurteilen. Wenn die Ergebnisse der einzelnen Methoden im Vergleich konsistent sind, wird der zu ermittelnde Hochwasserabfluss durch das Ergebnisspektrum gut definiert. Die Gesamtunsicherheit wird demzufolge reduziert. Falls allerdings einzelne Berechnungswerte inkonsistent sind, sollte nach den Ursachen gesucht werden. Dies können Datenfehler oder Aspekte sein, die in einzelnen Methoden nicht berücksichtigt oder aber überbetont wurden. Die verwendeten Daten und Methoden sollten nochmals untersucht werden, um die Ursachen der Inkonsistenz zu erkennen. Lässt sich die Inkonsistenz nicht beheben, ist mit einem größeren Unsicherheitsbereich des gesamten Ergebnisspektrums zu rechnen. Generell ist es wichtig, dass die Präferenzbildung in Kombination der einzelnen Methoden durch das hydrologische Verständnis über die maßgebenden Hochwasserprozesse im Gebiet ergänzt wird. Damit erfordert die Ermittlung von HW-Wahrscheinlichkeiten sowohl eine vertiefte Methodenkompetenz als auch das Verständnis der hydrologischen Gegebenheiten des jeweiligen Einzugsgebiets bzw. der hydrologischen Region. Hierbei trägt der Bearbeiter eine besondere Verantwortung, da die Wahl des letztlich angegebenen Hochwasserwerts einer Begründung bedarf.

Tabelle 1: Empfohlene Verfahren und Methoden zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten

Methoden	Vorteile	Nachteile	
<b>Lokale Hochwasserstatistische Analyse</b>			
Verwendung von Jahreshöchstabflüssen (AMS) (siehe 3.3.2 und 4.3.1)	Summarische Erfassung der Abflussprozesse im Gebiet	i. d. R. inhomogene Stichproben Beschränkung auf ein Ereignis pro Jahr	Verringerung der Aussagekraft bei kurzen Reihen  Abflussdaten bei großen Ereignissen oft unsicher  Geringe Aussagekraft bei anthropogenen Veränderungen
Verwendung partieller Serien (siehe 3.3.2 und 4.3.2)	Größere Datenbasis im Vergleich zu AMS Bestimmung von Jährlichkeiten kleiner zwei Jahre möglich	Wahl des Schwellenwerts nicht eindeutig i. d. R. inhomogene Stichproben	
Anwendung der saisonalen Statistik (siehe 6.2.2)	Größere Datenbasis und Berücksichtigung jahreszeitlicher Regime möglich	Hochwassergeneese nur bedingt berücksichtigt	
Anwendung der typbasierten Statistik (siehe 6.2.3)	Größere Datenbasis Berücksichtigung und Differenzierung der Hochwassergeneese im Gebiet im Sinne kausaler Informationserweiterung	Ereignisseparation und Klassifikation erforderlich	
Anwendung der multivariaten Statistik (Copulas für Scheitel-Fülle-Beziehungen oder Mündungen) (siehe 4.7)	Betrachtung der Abhängigkeiten zwischen mehreren Hochwassermerkmalen oder an Flussmündungen	Ermittlung der Hochwasserfüllen oder zeitgleicher Hochwasser erforderlich	

Tabelle 1 (Ende)

Methoden	Vorteile	Nachteile	
<b>Zeitliche Informationserweiterung durch historische Hochwasser</b>			
Ermittlung empirischer Wahrscheinlichkeiten (siehe 5.2)	Einordnung seltener Ereignisse im historischen Kontext möglich	Annahme des historischen Bezugszeitraums, in dem Hochwasser aufgetreten sind, unsicher	Die Einschätzung der Jährlichkeit sowie Annahmen zur Stationarität und die Ermittlung der rekonstruierten historischen Hochwasserabflüsse erfordern Erfahrung und größtmögliche Sorgfalt
<b>Zeitliche Informationserweiterung durch historische Hochwasser</b>			
Anwendung partieller wahrscheinlichkeitsgewichteter Momente (PPWM) (siehe 5.2)	Berücksichtigung historischer Ereignisse in der Statistik möglich	Wahl des Schwellenwerts nicht eindeutig	
<b>Kausale Informationserweiterung</b>			
Niederschlag-Abfluss-Modellierung mit Ereignissimulation (siehe 6.3.3)	Nur kleine Datenbasis erforderlich Berücksichtigung anthropogener Einflüsse möglich	Wahl der Eingangsgrößen schwierig Jährlichkeit des Niederschlags entspricht nicht der Jährlichkeit des Hochwassers	Wahl der Parameter schwierig Ggf. großer Aufwand
Niederschlag-Abfluss-Modellierung mit kontinuierlicher Simulation und Anwendung der statistischen Analyse (siehe 6.3.4)	Definierter Anfangszustand am Hochwasserbeginn Berücksichtigung anthropogener Einflüsse möglich	Besondere Anforderung an hydrologisches Modell Lange Eingangsdatenreihen erforderlich	
<b>Räumliche Informationserweiterung</b>			
Vergleich mit Nachbarpegeln (siehe 7.2)	Erlaubt Plausibilitätsprüfung	Erfordert hydrologische Ähnlichkeit der Gebiete	Sensitiv auf Auswahl und Reihelängen der Nachbarpegel
Anwendung der Multivariaten Statistik (Copulas für zeitgleiche Scheitel benachbarter Pegel) (siehe 4.7)	Ermittelt Risiken von Wellenüberlagerungen	Definition der Koinzidenz erforderlich	
Hochwasserstatistische Regionalisierung (siehe 7.3)	Berücksichtigung der Gebiets-eigenschaften	Erfordert hydrologische Ähnlichkeit der Gebiete	

## Neue Verfahren und Methoden

In Erweiterung der Methoden- und Datenbasis des Merkblatts DWA-M 552 (08/2012) werden Möglichkeiten zur Lösung zusätzlicher, über die Scheitelstatistik hinausgehender Aufgaben aufgezeigt. Hierzu zählen:

- die Nutzung partieller Serien,
- die Anwendung der typbasierten Statistik,
- die multivariate Statistik.

Die Verwendung partieller Serien (siehe 3.3.2 und 4.3.2) erweitert die Datenbasis und stellt die Grundlage für die Anwendung der typbasierten Statistik dar. Die bisher hauptsächlich verwendeten Jahreshöchstabflüsse setzen sich aus Gruppen von Ereignissen mit unterschiedlicher Genese zusammen und sind somit im statistischen Sinne in der Regel inhomogen. Zur Berücksichtigung dieser kausalen Unterschiede kann die Auswertung anstelle der Jahreshöchstabflüsse auf Basis partieller Serien erfolgen, die alle Hochwasserereignisse berücksichtigen, deren Scheitel einen vorzugebenden Schwellenwert überschreitet. Die sich dadurch ergebende größere Anzahl von Hochwasserereignissen erlaubt eine Gruppierung hinsichtlich ihrer Genese, wodurch eine differenzierte statistische Analyse einzelner Hochwassertypen möglich wird. Die typspezifischen Verteilungen werden dann mit einem Mischungsmodell kombiniert, um so die gemeinsame jährliche Verteilung zu ermitteln. Damit wird das bereits im Merkblatt DWA-M 552 (08/2012) eingeführte Verfahren der saisonalen Statistik, das ebenfalls auf eine kausale Informationserweiterung abzielt, deutlich erweitert. Durch die typbasierte Hochwasserstatistik wird es nunmehr möglich, die unterschiedlichen Hochwasserentstehungen unabhängig von saisonalen Grenzen zu berücksichtigen. Daraus ergibt sich eine Reihe von Vorteilen:

- Geht man im Merkblatt DWA-M 552 (08/2012) noch von einer starren Trennung in einzugsbereichsspezifische saisonale Zeiträume aus, so wird hier berücksichtigt, dass die verschiedenen Ereignistypen mit unterschiedlichen Häufigkeiten in den verschiedenen Monaten eines Jahres auftreten können. Diese Häufigkeiten werden im Mischungsmodell berücksichtigt. Dies hat zum Beispiel für die jahreszeitliche Zuordnung der vorzuhaltenden Hochwasserrückhalteräume von Talsperren mit Mehrfachnutzung eine besondere Bedeutung.
- Der Ereignistyp eines Hochwassers bestimmt nicht nur die Scheitel-Füllen-Beziehung, sondern hat auch wesentlichen Einfluss auf die Form der Ganglinie. Von dieser hängt wiederum der weitere Abflussverlauf im Flussgebiet ab. Die Wahrscheinlichkeit, dass sich die Abflüsse im Scheitelbereich zweier kurzer und steiler Hochwasserwellen aus zwei Teilgebieten am Zusammenfluss überlagern, ist in der Regel geringer als dies bei eher langen und im Scheitelbereich eher ausgeglichenen Hochwasserereignissen der Fall ist. Daraus ergibt sich eine Vielfalt möglicher Belastungsszenarien, die nicht nur hinsichtlich ihrer Plausibilität, sondern auch nach ihrer Wahrscheinlichkeit beurteilt werden können.
- Die hochwasserstatistische Regionalisierung kann durch die differenzierte Betrachtung der Ereignistypen die Kausalität zwischen Niederschlag und Hochwasser besser berücksichtigen, als dies bei der Analyse der Jahreshöchstabflüsse der Fall ist, deren Hochwassergenese sehr unterschiedlich sein kann (zum Beispiel in Folge der Mischung von sommerlichen Hochwasserereignissen, die aus Starkregen resultieren, und Frühjahrshochwassern, die durch die Schneeschmelze bedingt sind).
- Durch die klimatische Variabilität treten einzelne Ereignistypen im Laufe der Jahrzehnte häufiger, andere dagegen seltener auf. Diese Veränderungen der Häufigkeiten können nunmehr in der typbasierten Statistik berücksichtigt werden.

Die multivariate Statistik (siehe 4.7) dient der Beantwortung zweier wesentlicher Fragen der Hochwasserhydrologie:

- Wie sind die Hochwasserfülle und der Hochwasserscheitel statistisch verknüpft?
- Wie kann die Überlagerung von quasi zeitgleichen Hochwasserscheitelabflüssen am Zusammenfluss zweier Fließgewässer statistisch beurteilt werden?

Zur Beantwortung dieser Fragen kann die herkömmliche univariate Statistik der Jahreshöchstabflüsse mit einem multivariaten Ansatz, den sogenannten „Copulas“, erweitert werden. Damit wird es insbesondere möglich, bedingte Wahrscheinlichkeitsverteilungen für Scheitel oder Fülle bei Vorgabe der jeweils anderen Variablen zu ermitteln.

Die Anwendung von Niederschlag-Abfluss-Modellen (N-A-Modelle) für die Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten hat in den letzten Jahrzehnten stark an Bedeutung gewonnen. Die Vorteile der Verwendung dieser deterministischen Modelle liegen auf der Hand:

- Es können aufeinander abgestimmte Abflussdaten für unbeobachtete Gewässerquerschnitte ermittelt werden;
- Anthropogen veränderte Einzugsgebiete, für die keine statistisch verwertbaren Abflussdaten aus der Vergangenheit vorliegen, da sich der Systemzustand zwischenzeitlich stark verändert hat (z. B. durch Urbanisierung, Gewässerausbau oder Talsperrenbewirtschaftung), können im deterministischen Modell abgebildet werden, um Abflussreihen zu simulieren;
- Es wird möglich, Hochwasserwellen oder -füllen bei vorgegebenen meteorologischen Belastungsgrößen zu simulieren.

Es bestehen zwei unterschiedliche Ansätze, um N-A-Modelle für hochwasserstatistische Fragestellungen anzuwenden:

- Häufig wird ein bestimmter Ereignisniederschlag vorgegeben und die resultierende Hochwasserwelle berechnet. Dabei wird impliziert, dass die Wahrscheinlichkeit der Regensumme der Wahrscheinlichkeit des resultierenden Hochwasserabflussscheitels entspricht, was generell nur in wenigen Anwendungsfällen (z. B. in stark urbanisierten Einzugsgebieten) angenommen werden kann;
- Um die Unsicherheiten der Wahrscheinlichkeitsaussagen der simulierten Hochwasserscheitelabflüsse zu verringern, werden lange Beobachtungsreihen des Niederschlags mit Hilfe eines N-A-Modells in Beobachtungsreihen des Abflusses transformiert. Die berechneten Jahreshöchstabflüsse werden dann statistisch ausgewertet.

Beide Betrachtungsweisen gehen davon aus, dass N-A-Modelle über den gesamten Abflussbereich das Systemverhalten realitätsnah widerspiegeln. Diese Voraussetzung ist bei Veränderung der maßgebenden Prozesse, wie Abflussbildung und Abflusskonzentration in Folge von extremen Niederschlägen, Retention im Auenbereich, Verklausung an Brücken und Durchlässen, insbesondere bei extremen Ereignissen nicht erfüllt. Daraus ergeben sich für die Kalibrierung und Validierung von N-A-Modellen besondere Anforderungen, die in 6.3 dargestellt werden.

Formal hat dieses Merkblatt eine ähnliche Gliederung wie das Merkblatt DWA-M 552 aus dem Jahre 2012. Inhaltlich unterscheidet sich die Schwerpunktsetzung allerdings deutlich, da nunmehr die Anwendung quantitativer Verfahren und insbesondere die kausale Informationserweiterung einen breiteren Raum einnimmt. Die neuen Ansätze der Wahrscheinlichkeitsanalyse, die in ihren methodischen Aspekten in einem ebenfalls wesentlich erweiterten Abschnitt 6 dargestellt werden, erlauben hier neue praxisorientierte Analysen und Aussagen. Da der Umfang des Merkblatts nicht beliebig erweitert werden kann, waren einzelne Abschnitte (zeitliche Informationserweiterungen, räumliche Informationserweiterungen) zu kürzen, ohne auf die jeweiligen Grundaussagen zu verzichten. Trotz zunehmender Komplexität wurde versucht, die Praktikabilität der vorgestellten Verfahren und Methoden zu erhöhen. Hierzu wurde ein Themenband mit Anwendungsbeispielen (Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552 (DWA 2025)) erstellt. Eine Umsetzung der neuen hochwasserstatistischen Verfahren und Methoden in einem Programmsystem bietet die Möglichkeit, diese zu erproben.

# 1 Anwendungsbereich

Das Merkblatt gibt Empfehlungen und Informationen für die Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten in Fortschreibung und Ergänzung hierzu gebräuchlicher statistischer Verfahren und Methoden durch verschiedene Ansätze zur zeitlichen, kausalen und räumlichen Informationserweiterung. Es berücksichtigt dabei die Praxis vieler Institutionen, die mit derartigen Fragestellungen befasst sind, beschreibt den Stand der Technik und fasst die wichtigsten Ansätze zur Verbesserung der Aussagefähigkeit statistischer Verfahren zusammen.

Das Merkblatt trägt dazu bei, die Anwendung verschiedener methodischer Ansätze und die Kombination der Ergebnisse im Sinne einer Plausibilisierung der ermittelten Hochwasserwahrscheinlichkeiten zu fördern. Zielgruppen des Merkblatts sind damit alle Personen, die mit der Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten befasst sind oder derartige Informationen im Rahmen ihrer beruflichen Tätigkeit nutzen.

Die in diesem Merkblatt dargestellten Ergebnisse sind als beispielhaft anzusehen. Sie dürfen nicht für eine weitere Verwendung, zum Beispiel für die Bemessung, herangezogen werden.

## 2 Begriffe

### 2.1 Abkürzungen

Abkürzung	Erläuterung
AIC	Akaike-Informationskriterium
AMS, AMAX	engl. <i>Annual Maximum Series</i> ; Jahreshöchstabflüsse
BIC	Bayes'sches Informationskriterium
GEV	engl. <i>Generalized Extreme Value Distribution</i> ; Verallgemeinerte Extremwertverteilung
GPD	engl. <i>Generalized Pareto Distribution</i> ; Generalisierte Pareto-Verteilung
IE	Informationserweiterung
PDF	engl. <i>Probability Density Function</i> ; Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion
PEN	Praxisorientierte Extrem-Niederschläge
POT	engl. <i>Peak Over Threshold</i>
PPWM	engl. <i>Partial Probability Weighted Moments</i> ; Partielle wahrscheinlichkeitsgewichtete Momente
RMSE	engl. <i>Root Mean Squared Error</i> ; mittlerer quadratischer Fehler
TMPS	Typbasiertes Mischungsmodell partieller Serien

## 2.2 Formelzeichen

Formelzeichen oder Kurzzeichen	Einheit	Erläuterung
$A, B$	–	Abflussbereiche (Bild 2)
$A_E$	$\text{km}^2$	Einzugsgebietsfläche
$b$	–	Parameter der nicht-linearen Regression in Gleichung (24)
$b_r$	–	Erwartungstreuer Schätzer für das r-te wahrscheinlichkeitsgewichtete Moment
$b_r'$	–	Erwartungstreuer Schätzer für das r-te partielle wahrscheinlichkeitsgewichtete Moment der Überschreitungsreihe
$b_r''$	–	Erwartungstreuer Schätzer für das r-te partielle wahrscheinlichkeitsgewichtete Moment der Unterschreitungsreihe
$C$	–	Copula-Funktion (Abschnitt 4)
$c$	–	Parameter (regionalspezifischer Exponent) in den Gleichungen (24) und (25)
$c_s$	–	Schiefekoeffizient (Anhang B)
$c_v$	–	Variationskoeffizient (Anhang B)
$D$	d, h	Ereignisdauer
$E$	–	Erwartungswert
$F$	–	Verteilungsfunktion
$F_a$	–	Jährliche Verteilungsfunktion
$f_x(x)$	–	Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Zufallsvariablen $X$
$f_y(y)$	–	Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Zufallsvariablen $Y$
$f_\theta$	–	Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion mit Parametersatz $\theta$
$G$	–	Verteilungsfunktion
$HQ$	$\text{m}^3/\text{s}, \text{l} \cdot \text{s}^{-1}$	Hochwasserscheitelabfluss
$HQ(T)$	$\text{m}^3/\text{s}, \text{l} \cdot \text{s}^{-1}$	Hochwasserscheitelabfluss der Jährlichkeit $T$ , z. B. für $T = 100$ a
$HQ_N$	$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2},$ $\text{l} \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$	$HQ$ im Nebenfluss in Gleichungen (28), (32)
$Hq$	$\text{m}^3 \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2},$ $\text{l} \cdot \text{s}^{-1} \cdot \text{km}^{-2}$	Hochwasserscheitelabflussspende
$HW$	–	Hochwasser
$i, j, k \dots$	–	Zählvariablen

Formelzeichen oder Kurzzeichen	Einheit	Erläuterung
$K$	–	Ordnungszahl der Momente
$L$	–	Likelihood-Funktion
$L_i$	–	Flusskilometrierung
$L_n$	–	Blockmaxima der Länge $n$
$l_k$	–	$k$ -tes $L$ -Moment der Stichprobe (Anhang B)
$M_k$	–	$k$ -tes Moment der Grundgesamtheit
$MD$	–	Erwartungswert des Tages mit dem Jahreshöchstabfluss
$MHQ$	$m^3/s, l \cdot s^{-1}$	mittlerer jährlicher höchster Hochwasserabfluss
$MQ$	$m^3/s, l \cdot s^{-1}$	mittlerer Durchfluss/Abfluss
$m$	–	Rangzahl der Elemente der Stichprobe, $m = 1 \dots n$ (Gleichung 3)
$N(T)$	mm	Niederschlagssumme der Jährlichkeit $T$
$n$	–	Anzahl der Stichprobenelemente
$n$	–	Gesamte Zeitspanne der systematischen und historischen Werte (Abschnitt 5)
$P$	–	Wahrscheinlichkeit
$P_e$	–	Wahrscheinlichkeit der $r$ -fachen Überschreitung des Schwellenwerts in der gesamten Zeitspanne (bezogen auf $n$ Jahre) (Abschnitt 5)
$P_i$	–	Überschreitungswahrscheinlichkeit des $i$ -ten Werts (Abschnitt 5)
$P_u$	–	Unterschreitungswahrscheinlichkeit
$P_{U_{Jahr}},$ $P_{U_{s1}} \dots P_{U_{sm}},$ $P_{U_{Sommer}},$ $P_{U_{Winter}}$	–	Unterschreitungswahrscheinlichkeiten für die saisonale Mischverteilung, $s_1, \dots, s_m$ Index zur Kennzeichnung der Saison (Abschnitt 6.2)
$P_u(Q_i)$	–	Empirische Unterschreitungswahrscheinlichkeit für die Elemente der Stichprobe; Eintragungsstellen der Stichprobenelemente im Diagramm der Verteilungsfunktion ( <i>Plotting Positions</i> )
$P_{\bar{u}}$	–	Überschreitungswahrscheinlichkeit
$Q$	$m^3/s, l \cdot s^{-1}$	Abfluss
$Q_i$	$m^3/s, l \cdot s^{-1}$	Elemente der Stichprobe (Hochwasserwerte)
$Q_P$	–	Hochwasserquantil der Wahrscheinlichkeit $P$

Formelzeichen oder Kurzzeichen	Einheit	Erläuterung
$Q_0$	$m^3/s, l \cdot s^{-1}$	Schwellenwert für Berücksichtigung historischer Hochwasser (Anhang H)
$R^2$	-	Bestimmtheitsmaß der linearen Regression
$R_1$	-	Summe der Ränge der Zeitreihe vor dem Bruchpunkt
$R_p$	-	Wiederkehrintervall der partiellen Serie (Abschnitt 4)
R1	-	Regengetriebener Hochwassertyp mit $TQ < TQ1$
R2	-	Regengetriebener Hochwassertyp mit $TQ1 < TQ < TQ2$
R3	-	Regengetriebener Hochwassertyp mit $TQ > TQ2$
$r$	-	Pearsons $r$
$r$	-	Distanzwert zum Mittelpunkt
$r$	-	Anzahl der Hochwasser in $n$ Jahren über dem Schwellenwert $Q_0$ (Abschnitt 5)
$S$	-	Testgröße des Mann-Kendall-Tests
$S_i$	-	Hochwasserfüllen
S1	-	Schneeschnmelzbeeinflusster Hochwassertyp (Regen-auf-Schnee-Hochwasser)
S2	-	Schneeschnmelzbeeinflusster Hochwassertyp (Schneeschnmelz-Hochwasser)
$s$	-	Standardabweichung
$T$	a	Jährlichkeit, Kehrwert der Überschreitungswahrscheinlichkeit bei jährlichen Reihen
$T_a$	a	Jährlichkeit auf Basis von jährlichen Hochwassern
$T_{MK}$	-	Teststatistik Mann-Kendall-Test
$T_{ODER}$	-	ODER-Jährlichkeit
$T_p$	a	statistisches Wiederkehrintervall der partiellen Serie
$T_{UND}$	-	UND-Jährlichkeit
TQ	h	Hochwasserzeitskale
$t$	-	Zeitvariable bei Zeitreihen
$U$	-	Transformierte Zufallsvariablen $U = F(X)$
$U_t$	-	Teststatistik des Wilcoxon-Tests
$u$	-	Schwellenwert (partielle Serie)

Formelzeichen oder Kurzzeichen	Einheit	Erläuterung
$V$	–	Transformierte Zufallsvariablen $V = G(Y)$
$X$	–	Zufallsvariable
$Y$	–	Zufallsvariable
$\alpha$	–	Signifikanzniveau
$\beta$	–	Skalenparameter der GPD
$\beta_k$	–	k-tes wahrscheinlichkeitsgewichtetes Moment
$\beta'_r$	–	Partielles wahrscheinlichkeitsgewichtetes Moment r-ter Ordnung der Überschreitungsreihe
$\beta''_r$	–	Partielles wahrscheinlichkeitsgewichtetes Moment r-ter Ordnung der Unterschreitungsreihe
$\Delta t$	d	Zeitspanne (Bild 2)
$\delta$	–	Parameter zur Berechnung der <i>Plotting Positions</i> (Gleichung 3)
$\theta$	–	Parameter der Dichtefunktion (Abschnitt 4)
$\kappa$	–	Form-Parameter der GPD
$\lambda$	–	Parameter der Poisson-Verteilung
$\mu$	–	Erwartungswert der Anzahl Hochwasser pro Jahr
$\xi$	–	Parameter der GEV
$\rho$	–	Spearman's $\rho$
$\sigma$	–	Parameter der GEV
$\tau$	–	Kendalls $\tau$ (Abschnitt 4)
$\omega$	–	Wichtung (relative Häufigkeit) im typbasierten Modell (Abschnitt 6.2)

## 3 Hochwasserdaten

### 3.1 Allgemeines

Statistische Analysen gehen von konsistenten Daten aus. Abflusszeitreihen sind inkonsistent, das heißt widersprüchlich, wenn sie durch Fehler bei der Messung (Gerätefehler, Wechsel der Messgeräte oder Messmethodik, Verlegung der Beobachtungsstation und Ähnliches) beeinflusst sind. Die Prüfung der verwendeten Datenreihen auf Konsistenz bedeutet somit die Identifikation derartiger Beeinflussungen und die Entfernung bzw. Korrektur dementsprechender Werte. Die Fehler der Messwerte können verschiedene Ursachen haben. Neben zufälligen Fehlern bei der Erfassung des Wasserstands (z. B. durch Ablesefehler, Verschlammung der Zuleitung zum Pegelschacht, Eisstau im Bereich des Pegels) sind die Veränderungen des Abflussquerschnitts und eine ungenaue Beziehung zwischen Wasserstand und Abfluss häufige Ursachen für inkonsistente Daten. Systematische Fehler der Abflusswerte sind zum Beispiel durch den Wellendurchgang und die Unterschiede in der Beziehung zwischen Wasserstand und Abfluss in Folge der zeitlichen Veränderungen des Wasserspiegelgefälles bedingt. Für die Hochwasserstatistik besonders problematisch sind ersatzweise Terminablesungen der Wasserstände bei einem Ausfall der registrierenden Pegel. Terminwerte dokumentieren oftmals nicht den tatsächlichen Höchstwert. Auch die Verwendung von Tagesmittelwerten statt des Tagesmaximums bedingt je nach Form der Ganglinie eine Inkonsistenz der Beobachtungsreihe. Des Weiteren gehen statistische Analysen zumeist von stationären Daten aus, das heißt die Verteilung der Abflusswerte ändert sich nicht über die Zeit. Durch Veränderungen im Gewässerprofil oder klimatische Änderungen kann diese Annahme jedoch verletzt sein. In diesem Abschnitt werden Methoden zur Detektion und Korrektur von Inkonsistenzen und Instationaritäten vorgestellt. Ebenso wird die Wahl der Stichprobe thematisiert, das heißt, die Betrachtung der Jahreshöchstabflüsse, einer partiellen Serie oder weiterer Stichprobenarten. Der Abschnitt präsentiert somit die Grundlagen der Hochwasserstatistik.

### 3.2 Konsistenzprüfung der Daten

Grundlage für extremwertstatistische Betrachtungen sind lange Reihen des Abflusses eines Einzugsgebiets. Dazu werden in der Regel der Wasserstand am Pegel permanent und der Durchfluss im Pegelprofil diskontinuierlich mittels Messung der Fließgeschwindigkeit und der Bestimmung des durchflossenen Gewässerquerschnitts erfasst. Eine daraus abgeleitete und regelmäßig zu aktualisierende Wasserstand-Durchfluss-Beziehung (W-Q-Beziehung, Durchfluss- oder Abflusskurve) wird verwendet, um kontinuierliche Durchflüsse zu erhalten. Diese werden in der Praxis mit den Abflüssen aus einem Einzugsgebiet gleichgesetzt. In Bezug auf die Unterscheidung zwischen Abfluss und Durchfluss wird auf DIN 4049-3 und DIN EN ISO 772 verwiesen. Die Erhebung hydrologischer Daten ist in Deutschland seit 1935 durch die Pegelvorschrift im Wesentlichen standardisiert. Ihre vierte und letzte Auflage aus dem Jahr 1997 wurde 2018 durch eine technische Richtlinie in Form des „Leitfaden(s) zur Hydrometrie des Bundes und der Länder – Pegelhandbuch“ (LAWA 2018) ersetzt. Auch bei Beachtung dieser Richtlinien ist nicht auszuschließen, dass die Abflussdaten nicht tolerierbare Ungenauigkeiten bzw. Fehler aufweisen.

Die bei hydrometrischen Messungen auftretenden Unsicherheiten werden ausführlich von MORGENSCHWEIS (2018) beschrieben. Messungen des Wasserstands können durch Wellenschlag stark beeinflusst werden. Die Angaben zu extremen Hochwasserständen sind dann besonders unsicher, wenn diese wegen Ausfalls der Aufzeichnungen anhand von linienhaften Ablagerungen von Treibgut und Schwebstoffen (Geschwemmsellinien) oder Hochwassermarken rekonstruiert wurden. Weitere mögliche Fehlerquellen sind Ausuferungen oder das Umströmen des Pegels, Rückstau und Eis, Verkräutungen im Gerinne und hoher Bewuchs auf den Ausuferungsflächen. Fließgeschwindigkeitsmessungen und Querschnittsaufnahmen bei Hochwasser weisen durch starke Wasserstandsänderungen während der Messung erhöhte Turbulenz, sowie Feststoff- und Geschiebetransport höhere Fehler als solche im Mittelwasserbereich auf. Im Hinblick auf veränderliche Wasserspiegelgefälle und die daraus resultierende Instationarität der Abflusskurve beim Wellendurchgang ist es von Bedeutung, ob Durchflussmessungen im ansteigenden oder absteigenden Ast der Welle stattgefunden haben.

Oftmals ist die W-Q-Beziehung über den mit Durchflussmessungen belegten Bereich hinaus zu extrapolieren, wenn Messungen aufgrund starker Ausprägung der oben genannten Randbedingungen und unter Umständen damit verbundenen Gefährdungen des Messpersonals ab bestimmten Wasserständen nicht möglich waren. Methodische Vorgaben hierzu finden sich in LAWA (2018). Darüber hinaus können hydrodynamische 2D-Modelle zur Extrapolation in messtechnisch nicht belegte oder belegbare Wasserstandsbereiche genutzt werden. Dies betrifft insbesondere nicht erfassbare Ausuferungsbereiche. Das vorgesehene Modell ist an die Gegebenheiten eines genügend langen Gewässerabschnitts ober- und unterhalb des Pegels mit größter Sorgfalt anzupassen.

Große Hochwasser gehen vielfach mit bettbildenden Abflüssen einher, sodass bei Hochwasser auch an Pegelquerschnitten Veränderungen des Gewässerbetts auftreten können, welche die Abflusskurve verändern und zu ihrer Neuaufstellung zwingen.

Stammen Hochwasserwerte noch aus der Zeit vor Beginn der kontinuierlichen Registrierung, wurden die Abflüsse möglicherweise aus Terminablesungen oder Tagesmittelwerten des Wasserstands gewonnen und repräsentieren unter Umständen nicht die tatsächlich aufgetretenen Maximalwerte.

Die ermittelten Durchflüsse sollten grundsätzlich einer weitergehenden Plausibilitätsprüfung unterzogen werden. Dies betrifft besonders extreme Hochwasser. Hierzu bestehen folgende Möglichkeiten:

- Vergleich mit Daten von Ober- und Unterliegerpegeln (Bilanzüberlegungen zu Hochwasservolumina; Vergleich der Scheiteldurchflüsse, das heißt, hydrologische Längsschnitte; Doppelsummenanalyse der Scheiteldurchflüsse) und eventuell von Pegeln in Nachbargebieten unter Beachtung der Niederschlagsverteilung. Von allen Pegeln müssen dabei jeweils dieselben Hochwasserereignisse verglichen werden. Unbeobachtete seitliche Zuflüsse sind zu beachten;
- Vergleich mit Niederschlägen, Grundwasserständen und Quellschüttungen im Einzugsgebiet;
- Vergleich der digital und/oder analog kontinuierlich aufgezeichneten Wasserstände mit Lattenpegelablesungen;
- Vergleich beobachteter Wasserstände an Stellen mit Markierungen früherer Hochwasser;
- Erhebung von Hochwassermarken in der Pegelumgebung und Auswertung dieser in einem oder bei großen morphologischen Veränderungen während des simulierten Hochwassers zwei (Zustand vor und nach dem Hochwasser) zweidimensionalen hydraulischen Pegelmodell(en).

Erscheinen Messungen oder Messwerte unplausibel, wird eine detaillierte Prüfung der Abflusskurve und insbesondere ihrer zeitlichen Gültigkeit empfohlen. In erster Linie sollten die Untersuchungen (z. B. BÜTTNER et al. 2013) darauf abzielen, die Ursache der Fehler bzw. Inkonsistenzen zu bestimmen, um – sofern erforderlich – eine begründete Korrektur durchführen zu können. Überlegungen zur Güte der Messungen sind in die Fehlersuche einzuschließen. Ein ereignisbezogenes iteratives Vorgehen in einem Einzugsgebiet ist sinnvoll, bei dem ein Abgleich von hydraulisch verifizierten W-Q-Beziehungen, Volumenbilanzprüfungen und dem Vergleich von Abflussbeiwerten von den Kopfgebieten ausgehend, im Gewässerlängsschnitt erfolgt. Dafür ist die Kenntnis der Geometrie und Rauheit des Gewässer- bzw. Talprofils am Pegel, des ober- und unterirdischen Auenretentionsvolumens zwischen benachbarten Pegeln sowie der Niederschlagsverteilung und der Abflussbildungseigenschaften im Einzugsgebiet unerlässlich. Je länger die betrachteten Ereignisse zurückliegen, umso schwieriger wird in der Regel die Beschaffung dafür aussagekräftiger Informationen. Es ist letztendlich aufgrund der Datenlage zu entscheiden, ob eine begründete Korrektur der untersuchten Scheiteldurchflusswerte erfolgen kann. Wird eine Konsistenzprüfung nicht vom Betreiber der Messstelle selbst vorgenommen, so sollten die Ergebnisse der Konsistenzprüfung an diesen weitergeleitet werden.

**EMPFEHLUNG:**

Es wird empfohlen, die Wasserstände und Durchflüsse insbesondere von großen Hochwassern zu prüfen, wenn es Hinweise auf unplausible Daten im Gewässerlängsschnitt gibt. Dazu können Analogie- und Bilanzbetrachtungen sowie hydraulische Untersuchungen genutzt werden.

### 3.3 Stichprobengewinnung

#### 3.3.1 Vorbemerkungen

Die Grundlage jeder statistischen Analyse ist die Stichprobe, deren Auswahl von der Fragestellung und der verfügbaren Datenbasis abhängt. Die Hochwasserstatistik basiert auf quantitativen Daten zu Hochwasserereignissen. Laut DIN 4049-3 ist ein Hochwasser als ein Zustand in einem oberirdischen Gewässer definiert, bei dem der Wasserstand oder Abfluss einen bestimmten Schwellenwert erreicht oder überschritten hat. Dessen Festlegung hat in der Regel konventionalen Charakter. Als Schwellenwert offenkundig ist zum Beispiel der Ausuferungsabfluss an einem bestimmten Gewässerquerschnitt. Wird dieser überschritten, entsteht an dieser Stelle „[...] eine zeitlich beschränkte Überschwemmung von normalerweise nicht mit Wasser bedecktem Land [...]“ (§ 72 des Gesetzes zur Ordnung des Wasserhaushalts (Wasserhaushaltsgesetz – WHG)). Allerdings ist ein von den hydraulischen Eigenschaften eines Gewässers abhängiger Schwellenwert aufgrund der Formenvielfalt der Gewässerbetten und deren zeitlicher Variabilität nicht allgemeingültig und für den Zweck einer zeitbezogenen statistischen Einordnung ungeeignet. Dieser ist folgerichtig aus der Ganglinie des Abflusses, also dessen Zeitfunktion, abzuleiten. Einer statistischen Betrachtung werden schließlich alle Werte unterzogen, die gleich oder größer als der gewählte Schwellenwert sind und somit eine partielle Serie darstellen.

Häufigere Anwendung findet bisher die statistische Auswertung charakteristischer Abflusswerte definierter gleich langer Zeiträume. In Bezug auf Hochwasser kommen dafür zum Beispiel die höchsten jährlichen Abflüsse einer möglichst langen Reihe von Jahren in Frage (*Annual Maximum Series*, AMS). Betrachtet werden also ausschließlich die Maxima einzelner Zeitblöcke.

In diesem Merkblatt werden sowohl der Blockmaxima- als auch der Schwellenwertansatz mit den jeweils relevanten Kriterien für die Stichprobengewinnung vorgestellt.

#### 3.3.2 Hochwasserscheitelstatistik

Die Hochwasserstatistik basiert im Regelfall lediglich auf den Zeitwerten der Hochwasserscheitel. Nach der DIN 19700-11 erfolgt die statistische Charakterisierung der für die Nachweise der Hochwassersicherheit verwendeten extremen Hochwasserganglinien durch die jährliche Überschreitungswahrscheinlichkeiten ihrer Scheitelwerte. Damit bleiben andere Charakteristiken des Hochwasserereignisses wie Dauer, Fülle, Ganglinienform und Genese unberücksichtigt. Prinzipiell wird zwischen Terminwerten und Intervallwerten unterschieden. Ein Terminwert liefert genau ein Wertepaar von Datum und gegebenenfalls Uhrzeit und Messgröße (z. B. Wasserstand). Intervallwerte werden zum Beispiel aus der digitalen Messung erzeugt und aus Blockwerten generiert. Zu beachten ist, welche Datengrundlage für die Stichprobengewinnung verfügbar ist. Es sollten ausschließlich digitale Einzelwerte (15-min-Mittelwerte) gemäß LAWA (2018) oder Werte in noch höherer zeitlicher Auflösung (z. B. Momentanwerte) verwendet werden. Aus analogen Aufzeichnungen sind mindestens Terminwerte mit stündlicher oder feinerer Diskretisierung zu ermitteln, sofern der Höchstwert nicht eindeutig erkennbar ist oder keine zeitgenaue optische Beobachtung des Scheiteleintritts stattgefunden hat. Je nach Hochwasserregime sind Tagesmittelwerte nur für große Einzugsgebiete für den Scheitelabfluss repräsentativ. Bei kleineren Einzugsgebieten unterscheiden sich Hochwasserscheitel und der entsprechende Tagesmittelwert teils erheblich (BARTENS & HABERLANDT 2021), was zu einer deutlichen Unterschätzung der Hochwasserquantile führen kann. In urban geprägten Einzugsgebieten können zeitliche Auflösungen von bis zu 5 Minuten erforderlich sein. Für die statistischen Analysen ist es zudem erforderlich, dass die Hochwasserscheitel unabhängig voneinander sind.

Die Stichprobengewinnung aus langjährig gemessenen Zeitreihen für die extremwertstatistische Auswertung kann entweder über ein Blockmodell oder ein Schwellenwertmodell erfolgen. Bei dem Blockmodell werden aus einer Menge Zufallsvariablen die maximalen Werte innerhalb eines Zeitabschnitts herausgefiltert (COLES 2001):

$$M_n = \max \{X_1, \dots, X_n\} \quad (1)$$

Dabei stellen  $\{X_1, \dots, X_n\}$   $n$  Zeitreihen, mit zum Beispiel regelmäßig aufgezeichneten Abflusswerten, dar. In der Praxis wird meist ein Zeitabschnitt von einem Jahr gewählt, wobei in Deutschland in der Regel das Abflussjahr zugrunde gelegt wird.

Bei der so gewonnenen Zeitreihe handelt es sich dann um die sogenannten Jahreshöchstabflüsse, auch als Jahresmaxima oder *Annual Maximum Series* (AMS oder AMAX) bezeichnet, und es wird generell von Unabhängigkeit zwischen den einzelnen Ereignissen ausgegangen. Lediglich bei Ereignissen, welche nah an der Datumsgrenze für das jeweilige Jahr auftreten, muss die Unabhängigkeit zum vorherigen bzw. nachfolgenden Jahresmaximum geprüft werden. Hierzu wird die Verwendung der Vorgabe des Pegelhandbuchs (LAWA 2018) empfohlen, welches zwei Hochwasserereignisse als unabhängig definiert, wenn der Abfluss „zwischen zwei benachbarten Hochwasserscheiteln mindestens bis auf die halbe Höhe des kleineren Scheitelwertes – bezogen auf das  $MQ$  der betrachteten Jahresreihe – abgesunken ist. Von dieser Bedingung kann abgewichen werden, wenn die benachbarten Scheitelwerte einen Abstand von mindestens 7 Tagen haben.“ (Bild 2:  $A > B$  oder  $\Delta t > 7$ )

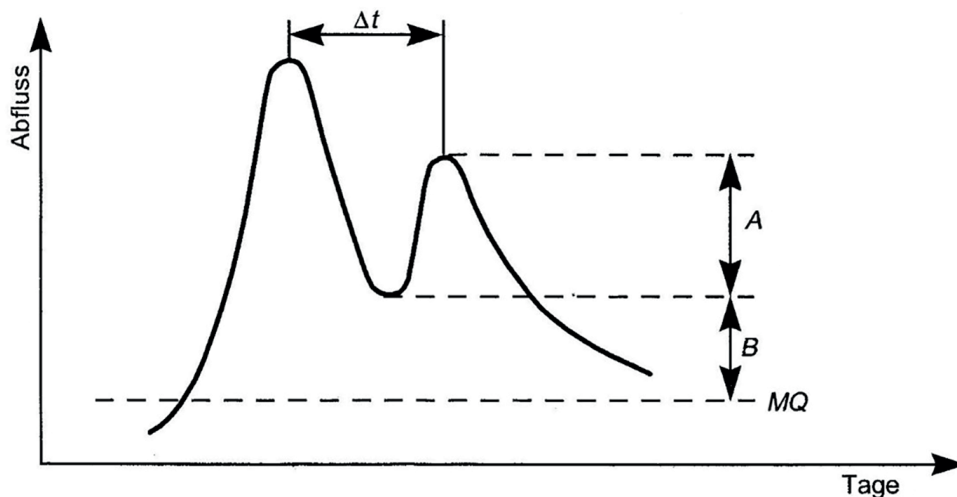


Bild 2: Kriterien für unabhängige Hochwasserscheitel,  $MQ$  bezeichnet den langjährigen mittleren Abfluss (Quelle: modifiziert nach LAWA 2018)

Die überwiegende Verwendung der Jahreshöchstabflüsse als Grundlage der Hochwasserstatistik in Deutschland liegt darin begründet, dass diese eine direkte Ermittlung von Jährlichkeiten erlauben (siehe Abschnitt 4). Dies beschränkt den Umfang der Stichprobe allerdings auf die Länge der Beobachtungsreihe, da nur ein Ereignis pro Jahr berücksichtigt wird.

Analog werden auch Stichproben saisonaler Höchstabflüsse ermittelt, bei denen jeweils der maximale Abfluss pro Saison bestimmt wird. So können Hochwasserereignisse gleichen Ursprungs (z. B. durch Schneeschmelze) zusammenfassend statistisch untersucht werden unter der Annahme, dass die Genese der betrachteten Hochwasser saisonübergreifend unterschiedlich sein kann, aber innerhalb einer Saison gleich ist (siehe 6.2.2).

Der wesentliche Nachteil der Blockmaxima-Methode liegt darin, dass auch Ereignisse in Jahren bzw. Saisons erfasst werden, die nicht als extrem einzustufen sind. Zudem bleiben Hochwasserereignisse unberücksichtigt, die innerhalb eines Jahres auftreten, nicht den Wert des höchsten Ereignisses erreichen, aber dennoch als extrem einzustufen wären.

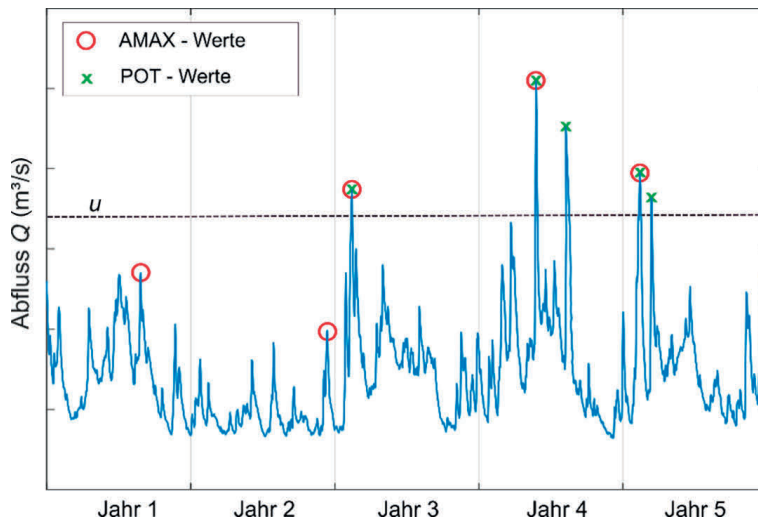


Bild 3: Unterschied AMAX- und POT-Werte in Bezug auf den Schwellenwert  $u$

Als Alternative zu den Blockmaxima, bei denen von vordefinierten Zeiträumen ausgegangen wird, werden bei der Bildung partieller Serien (engl. *Peak Over Threshold*, POT-Methode) alle Scheitelabflüsse ausgewählt, die einen bestimmten Schwellenwert  $u$  erreichen oder übersteigen. Hierbei ist die notwendige Unabhängigkeit der Ereignisse zu berücksichtigen, welche ebenfalls mittels des zuvor angegebenen Unabhängigkeitskriteriums und gegebenenfalls zusätzlicher hydrologischer Einschätzung anhand der Ganglinie geprüft werden kann. Der Vorteil des Schwellenwertmodells liegt darin, dass tatsächlich nur extreme Abflüsse für die weitere statistische Auswertung verwendet werden. Wenn beispielsweise in einem Zeitabschnitt (z. B. einem Jahr) keine nennenswerten Hochwasserabflüsse aufgetreten sind, wird aus diesem Zeitabschnitt auch kein Wert für die statistische Analyse verwendet. Sollten hingegen mehrere voneinander unabhängige extreme Abflüsse innerhalb eines Zeitabschnitts oberhalb des Schwellenwerts  $u$  aufgetreten sein, werden alle Werte für die statistische Analyse berücksichtigt (siehe auch Bild 3). Im Beispiel von Bild 3 finden sich in den Jahren 1 und 2 keine Hochwasserereignisse, die den Schwellenwert  $u$  erreichen oder übersteigen. Somit wird aus diesen Jahren auch kein Extremereignis in die Stichprobe aufgenommen. In den Jahren 3 und 4 hingegen, übertreffen insgesamt vier Hochwasserereignisse den Schwellenwert  $u$  und werden somit für die weitere statistische Auswertung verwendet. Durch diese Wahl der Stichprobe wird die Anzahl an betrachteten Hochwasserereignissen zumeist erhöht im Vergleich zu den Jahreshöchstabflüssen. Für sehr große Stichproben nähern sich die Ergebnisse der statistischen Analysen von Jahreshöchstabflüssen und partieller Serie stark an (siehe 4.3.2). Falls die Datenbasis dies erlaubt, sollte daher nach Möglichkeit immer auch eine partielle Serie verwendet werden.

Ein wichtiger Aspekt bei der partiellen Serie ist die Wahl des Schwellenwerts, welcher großen Einfluss auf den Umfang der Stichprobe hat. Ein zu geringer Schwellenwert führt zu einer zu großen Anzahl von (Hochwasser-)Abflüssen, sodass keine extremwertstatistische Analyse durchgeführt werden kann. Auf der anderen Seite resultiert ein zu hoher Schwellenwert in einer zu geringen Anzahl von Hochwasserabflüssen, was wiederum zu einer sehr großen Varianz führt (COLES 2001). Die Wahl des Schwellenwerts kann auf statistischer oder hydrologisch-empirischer Grundlage erfolgen. Es existiert kein allgemeingültiger Schwellenwert. Geläufige statistische Auswahlkriterien wie der *Mean Residual Life Plot* (COLES 2001) generieren sehr häufig hohe Schwellenwerte, was dem Ziel einer erweiterten Stichprobe entgegensteht. Bei den hydrologisch-empirischen Ansätzen wird beispielsweise in einem Gewässerabschnitt definiert, ab welchem Abfluss Überschwemmungen bzw. Schäden auftreten. Dieser Wert wird dann als Schwellenwert verwendet. Hier wird empfohlen, eine Wahl des Schwellenwerts basierend auf hydrologischen Kenntnissen zu treffen. Hierbei ist zu beachten, dass ein Hochwasser ein singuläres Abflussereignis sein sollte, das in einem Jahr vereinzelt, das heißt höchstens zwei- bis viermal pro Jahr, auftreten sollte. Ein Schwellenwert für die partielle Serie sollte daher so definiert werden, dass in der partiellen Serie zwei- bis dreimal (allg.  $N$ -mal) so viele Ereignisse enthalten sind wie in der jährlichen Reihe (LANG et al. 1999). Bei einer 30-jährigen Abflusszeitreihe wäre demnach der Schwellenwert  $u$  so zu wählen, dass insgesamt 60 ( $n' = 2$ ) bzw. 90 ( $n' = 3$ ) unabhängige Hochwasserereignisse in der extremwertstatistischen Auswertung berücksichtigt werden. ROSBJERG et al.

(1992) empfehlen  $n' > 2$ . Alternativ definiert DYCK (1980) ein Hochwasser als ein Ereignis, dessen Scheitelabfluss den mittleren langjährigen Abfluss ( $MQ$ ) um das Zwei- bis Dreifache überschreitet. So kann der Schwellenwert dementsprechend zum Beispiel als  $2MQ$  oder  $3MQ$  gewählt werden. Eine generelle Empfehlung für die Wahl eines Schwellenwerts kann nicht gegeben werden, da dies sowohl von der Fragestellung als auch der Datenbasis abhängt. Jedoch können Kriterien zur Plausibilitätsprüfung des Schwellenwerts herangezogen werden. So sollte die Anzahl der Hochwasserereignisse in einem Beobachtungsjahr bei anthropogen unbeeinflussten Einzugsgebieten im Mittel den Wert von fünf Ereignissen nicht überschreiten. Zudem sollten die Scheitel der Ereignisse einem Hochwasser entsprechen, also über dem Zwei- bis Dreifachen des  $MQ$  liegen. Sofern möglich, sollten verschiedene Schwellenwerte für die Berechnung verwendet und die Ergebnisse verglichen werden.

Unabhängig vom gewählten statistischen Modell sollte stets eine möglichst große Stichprobe genutzt werden, um einen Informationsverlust zu vermeiden. Sofern die genannten Kriterien (siehe 3.2) einer Prüfung standhalten und die Annahme der Unabhängigkeit erfüllt ist, können alle Hochwasserereignisse in die Stichprobe einfließen. Es kann keine generelle Empfehlung für eine Mindestgröße der Stichprobe gegeben werden, da diese stark vom verwendeten statistischen Modell sowie der konkreten Aufgabe abhängt. Grundlegend kann als Faustregel aber gesagt werden, dass Beobachtungsdaten über mindestens 30 Jahre (das heißt, eine Stichprobe von  $n = 30$  Jahren für die Jahreshöchstabflüsse) für eine statistische Analyse vorliegen sollten, um die Unsicherheit nicht zu groß werden zu lassen.

Oftmals treten einzelne Datenlücken in den Abflusszeitreihen auf. Diese können wenige Tage bis hin zu Monaten umfassen und entstehen beispielsweise durch den Ausfall der Messtechnik oder einer Wartung der Messgeräte. Sofern Datenlücken in den Abflusszeitreihen auftreten, wird empfohlen, anhand von Nachbarpegeln zu prüfen, ob diese Lücken in einem Hochwasserzeitraum liegen. Sollte dies der Fall sein, ist das entsprechende Abflussjahr für die Stichprobe der Jahreshöchstabflüsse nicht zu berücksichtigen, sofern es nicht (z. B. durch Simulation) zufriedenstellend abgeschätzt werden kann. Handelt es sich um ein für die Statistik maßgebliches Ereignis, muss bewusst sein, dass die Nichtberücksichtigung die Statistik beeinträchtigen kann.

Häufig treten auch außergewöhnlich große Hochwasser in kurzen Zeitreihen auf, welche sich deutlich von den restlichen Ereignissen unterscheiden. Dies kann zu großen Unsicherheiten in der Schätzung führen. Dennoch sollten diese Werte keinesfalls aus der weiteren Betrachtung ausgeschlossen werden, das heißt, sie sind nicht als statistische Ausreißer zu betrachten. Stattdessen sind Methoden zur besseren Berücksichtigung dieser Ereignisse zu wählen, wie sie in diesem Merkblatt vorgestellt werden.

### 3.3.3 Ereignisstatistik

Während bei der Scheitelstatistik lediglich der Höchstwert des Abflusses betrachtet wird, ist es oftmals erforderlich, ein Hochwasserereignis hinsichtlich mehrerer Aspekte statistisch zu untersuchen. So können zum Beispiel die Hochwasserfülle, also das Volumen der Hochwasserwelle, oder die Dauer und die Ganglinienform von Interesse für die Speicherbewirtschaftung oder die Bemessung von Hochwasserrückhaltebecken sein. In Unterabschnitt 4.3.1 der DIN 19700-11 wird darauf hingewiesen, dass bei Beachtung der Retention, Hochwasserereignisse mit einer Ganglinienform, die eine Stauinhaltsmaximierung bedingen, zu prüfen sind. Auch sind mehrgipflige Hochwasserwellen „gebührend“ zu berücksichtigen. Damit sind bei der Stauanlagenbemessung Szenarien vorzugeben, die für den Nachweis der Hochwassersicherheit anzuwenden sind. Diese können zum Beispiel durch Hochwassermerkmalssimulation generiert werden (KLEIN 2010). Liegt bereits eine Stichprobe von zu untersuchenden Scheiteln vor, wie zum Beispiel die der Jahreshöchstabflüsse oder einer partiellen Serie, so können die dazugehörigen Abflussfüllen bestimmt werden. Neben der Ermittlung des Anfangs- und Endzeitpunkts des Hochwasserereignisses setzt dies die Separation von Direkt- und Basisabfluss voraus (LINSLEY et al. 1975, YUE et al. 1999). Da zeitlich hochaufgelöste digitale Abflussdaten erst seit ein- bis zwei Jahrzehnten routinemäßig verfügbar sind, müssen hierzu in der Regel mittlere Tagesabflüsse verwendet werden, um mittels vorgegebener Kriterien Hochwasserereignisse zu ermitteln (FISCHER et al. 2021, GIANI et al. 2022). Wichtig in diesem Zusammenhang ist, dass tatsächlich als Hochwasser anzusehende Ereignisse festgelegt werden und nicht etwa kleinere Überschreitungen des Basisabflusses,

wie dies zum Beispiel häufig bei der Anwendung digitaler Filter vorkommt (FISCHER et al. 2021). Insbesondere lang andauernde Hochwasserereignisse mit teilweise mehreren Scheiteln sind eine Herausforderung für automatisierte Separationsverfahren. Die bisher entwickelten Ansätze liefern meist keine zufriedenstellende, universell für alle Einzugsgebiete anwendbare Separation. Um die Konsistenz der Stichproben zu gewährleisten, wird daher eine manuelle Nachprüfung empfohlen. Nach der Ereignisdefinition ist die Abtrennung des Direkt- vom Basisabfluss vorzunehmen. Während sich im Direktabfluss die unmittelbare Reaktion des jeweiligen Einzugsgebiets auf gefallenen Niederschlag und/oder Schneeschmelze zeigt, charakterisiert der Basisabfluss die Anfangsbedingungen vor dem niederschlags- oder schneeschnmelzbedingten Anstieg des Abflusses und die Verzögerung des in den Untergrund infiltrierten und von dort in das Gewässer gelangten Niederschlags- bzw. verflüssigten Schneeanteils. Der Basisabfluss kann entweder durch digitale Filter oder nach Festlegung des Anfangs- und Endpunkts des Ereignisses linear vom Direktabfluss abgetrennt werden (ESLAMIAN 2014). In diesem Zusammenhang ist zu beachten, dass die Abflussscheitelwerte stets unter Einbeziehung des Basisabflussanteils in die Statistik eingehen, für die Abflussfüllen dagegen die Direktabflüsse verwendet werden, die für Bemessungsabflüsse um einen anzunehmenden Basisabflussanteil zu vergrößern sind.

### 3.3.4 Hochwassertypisierung

Niederschlagsbedingte Hochwasser haben sehr unterschiedliche meteorologische Ursachen. Hochwasserrelevant sind zum Beispiel kurzzeitige konvektive Starkregen, großräumige Dauerregen und abtauender Schnee. Häufig treten diese in Kombination auf. Entsprechend unterschiedlich sind die Hochwassercharakteristika. So sind zum Beispiel durch konvektive Starkregen ausgelöste Hochwasser für gewöhnlich von kürzerer Dauer und geringerem Volumen als Hochwasserereignisse, die durch Dauerregen ausgelöst werden. Hochwassertypisierungen können angewandt werden, um diese Abhängigkeit der Ereignismerkmale von den Entstehungsursachen in Form von Ereignisklassen zu berücksichtigen. Hierzu bestehen drei Möglichkeiten zur Hochwassertypisierung (TARASOVA et al. 2019): die meteorologische, die hydrologische und die ganglinienbasierte Typisierung. Bei der meteorologischen Typisierung werden die meteorologischen Umstände, die zu einem Hochwasser führten, betrachtet, wie zum Beispiel räumliche und zeitliche Niederschlagsverteilung, Temperatur, Wetterlage und Schneemenge. Bei der hydrologischen Typisierung fließen Aspekte wie der Zustand des Einzugsgebiets (Vorfeuchte, geodätische Höhe etc.) mit ein. Die ganglinienbasierte Typisierung hingegen verwendet ausschließlich Informationen aus den Abflussdaten, also die Form der Hochwasserwelle. Abhängig von der vorliegenden Datenverfügbarkeit können generell alle Typisierungsergebnisse für die statistische Untersuchung genutzt werden. Es sollten möglichst lange Beobachtungsreihen zur Verfügung stehen. Verfahren, welche detaillierte meteorologische und hydrologische Ereignisdaten benötigen, sind aufgrund fehlender Informationen jedoch nicht immer anwendbar. Die Anzahl der selektierten Ereignistypen muss sich an der Anzahl verfügbarer Ereignisse pro Hochwassertyp orientieren. Als Minimum wird eine Anzahl von mindestens 10 Ereignissen empfohlen. Im Anhang F ist eine hybride Methode zur Hochwassertypisierung vorgestellt, welche sowohl meteorologische Entstehungsprozesse von Hochwassern berücksichtigt als auch ganglinienbasiert ist und nur wenige zusätzliche Informationen benötigt. Liegen typisierte Hochwasserereignisse vor, so ist die partielle Serie basierend auf den Hochwasserscheiteln der typisierten Ereignisse, das heißt nach Typ getrennte Stichproben der Hochwasserscheitel, für die statistische Betrachtung zu wählen, um eine ausreichende Stichprobengröße zu gewährleisten.

#### EMPFEHLUNG:

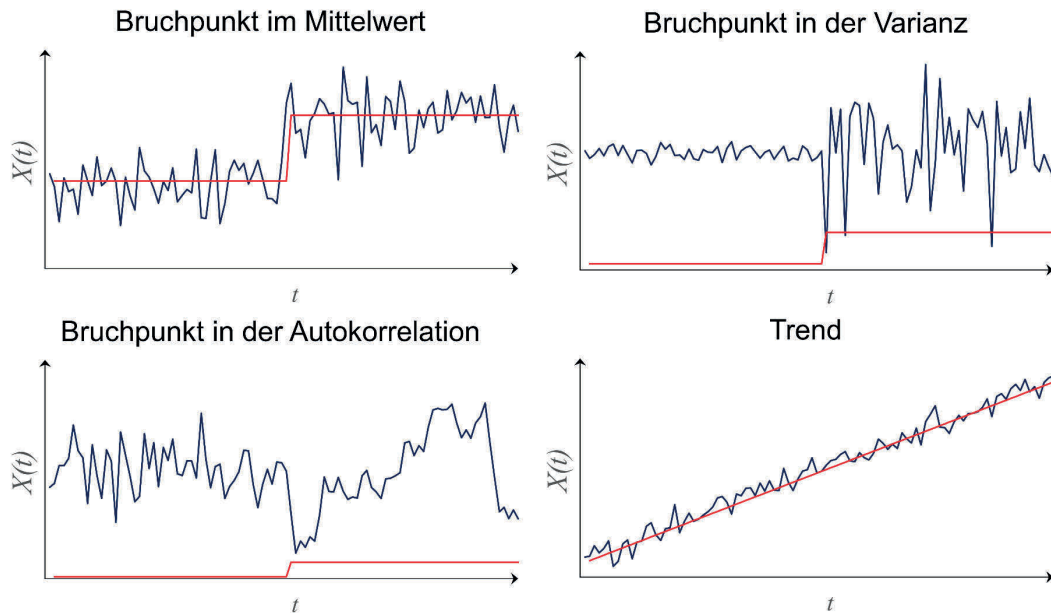
Für die statistische Analyse ist eine möglichst große Stichprobe von Hochwasserereignissen idealerweise mit Informationen zur Hochwassergenese erforderlich. Abhängig von den zur Verfügung stehenden Daten sollte die Stichprobe so viel Information wie möglich enthalten. Es sollten, sofern möglich, Jahreshöchstabflüsse sowie partielle Serien (mit/ohne Typisierung/Saisonalitätsbetrachtung) statistisch miteinander verglichen werden. Besonders hohe Hochwasser dürfen aus den Stichproben nicht entfernt werden.

### 3.4 Inhomogenität und Instationarität von Hochwasserbeobachtungsreihen

Die Homogenität der Stichprobe ist die Voraussetzung für die Anwendung der Wahrscheinlichkeitsanalyse. Unter der Homogenität einer Stichprobe versteht man, dass jedes Element dieser Stichprobe aus derselben Grundgesamtheit stammt, das heißt dieselben Charakteristiken teilt. Betrachtet man die Reihe der Jahreshöchstabflüsse an einem Pegel, so ist diese oftmals nicht homogen. Die unterschiedlichen Hochwassertypen, die in dieser Reihe vertreten sind, bedingen unterschiedliche Verteilungsfunktionen der jeweiligen Höchstabflüsse. Hochwasser in Folge von Dauer- oder Starkregen, Schneeschmelzhochwasser mit oder ohne Regenanteilen unterscheiden sich in ihren Verteilungsfunktionen. Durch die Fokussierung hochwasserstatistischer Analysen auf die Jahreshöchstabflüsse wird diese Inhomogenität oftmals nicht deutlich. Sollten allerdings begründete Zweifel an der Homogenität der Stichprobe vorliegen oder zusätzliche Merkmale berücksichtigt werden, wie zum Beispiel die Fülle oder die Ganglinienform, kann die Anwendung einer typbasierten Statistik erforderlich werden.

Eine weitere oft geforderte Eigenschaft einer Zeitreihe, das heißt von Daten in einer zeitlichen Abfolge, ist die Stationarität. Als „stationär“ bezeichnet man in der Mathematik einen stochastischen Prozess, dessen Verteilungsfunktion sich mit der Zeit nicht verändert. Eine instationäre Zeitreihe ist immer inhomogen, die Umkehrung gilt jedoch nicht. Bei der Untersuchung der Instationarität einer Zeitreihe wird geprüft, ob der analysierte stochastische Prozess einen Strukturbruch aufweist, das heißt, ob sich das zu Grunde liegende Regime zeitlich verändert. Graduelle Strukturbrüche werden als Trends, abrupte als Sprünge bezeichnet. Strukturbrüche können verschiedene Ausprägungen haben: (1) permanent abrupt (ein Bruchpunkt), (2) permanent graduell (ein Trend) und (3) abrupt temporär (mehrere Bruchpunkte) bzw. eine Kombination dieser. Hydrologisch ergeben sich Strukturbrüche zum Beispiel durch anthropogene Eingriffe (z. B. durch Flächenversiegelung, Speicherbau, Gewässerausbau) oder durch die klimatische Variabilität (z. B. wärmere Winterhalbjahre und verringerte Schneebedeckung oder häufigere Starkregen). Eine Abholzung, ein großflächiger Waldbrand, eine neugebaute Wasserüberleitung oder eine Talsperre, die kleinere und mittlere Hochwasser zurückhalten kann, bedingen zum Beispiel eine plötzliche Änderung des hydrologischen Regimes, einen Bruchpunkt, wogegen die Änderung der Landnutzung zum Beispiel durch Aufforstung oder die fortschreitende Versiegelung der Landschaft eher einen stetigen Trend bewirken. Zu beachten ist, dass sich eine Reihe von anthropogen bedingten Veränderungen oftmals nur auf einen Teil der Hochwasser auswirken und somit nur Daten in einem Teilbereich der Verteilungsfunktion betreffen, letztendlich aber die Verteilungsfunktion in ihrer Gesamtheit verändern.

Die Instationarität einer Zeitreihe kann sich in zeitlichen Veränderungen von Mittel, Median, Varianz, Schiefe, Autokorrelation oder fast jeder anderen statistischen Kenngröße auswirken (Bild 4).



**Bild 4: Schematische Darstellung verschiedener Bruchpunkte und Trends. Rot dargestellt sind jeweils sprunghafte Veränderungen von Mittelwert, Varianz und Autokorrelation sowie eine Trendkomponente (von links oben nach rechts unten)**

Um Trends und sprunghafte Veränderungen in Zeitreihen von Hochwasserabflüssen zu detektieren, sind folgende Schritte erforderlich:

- Anhand einer grafischen Darstellung der Zeitreihe oder Informationen über die Art und den möglichen Zeitpunkt der Veränderung des Hochwasserregimes ist zunächst zu entscheiden, welche Arten von Änderungen untersucht werden sollten (allmähliche Veränderungen oder Bruchpunkte);
- Je nach dem zu untersuchenden Typ der Instationarität sind statistische Tests auszuwählen. Die Anwendung von mehr als einem Test ist eine gute Praxis;
- Je nach anzuwendendem statistischem Test sind bestimmte Grundannahmen für die Daten zu prüfen, zum Beispiel die Verteilung der Daten. Sind diese Grundannahmen nicht erfüllt, so hat die angewandte Teststatistik keine Gültigkeit;
- Über die Ablehnung der Hypothese des jeweiligen Tests wird anhand des Signifikanzniveaus entschieden. In der Hydrologie wird üblicherweise 0,05 als Signifikanzniveau verwendet. Häufig wird diese Grenze im Sinne einer höheren Anzahl von signifikanten Ergebnissen allerdings erhöht, was jedoch die Vergleichbarkeit der Ergebnisse beeinflusst;
- Untersuchung und Interpretation („Attributierung“) der Ergebnisse.

Hierbei gilt es zu berücksichtigen, dass die Instationarität der Scheitelwerte nicht notwendigerweise dem (instationären) Verhalten der gesamten Zeitreihe entspricht, sodass gegebenenfalls getrennte Untersuchungen notwendig sind.

Die Instationarität einer Zeitreihe kann mit unterschiedlichen Ansätzen geprüft werden:

Bei der Bruchpunktanalyse werden die Unterschiede zwischen Teilreihen untersucht. Die Zeitreihe wird hierzu in  $i$  Segmente der Länge  $n$  zerlegt, wobei jedes Segment als in sich stationär angenommen wird. Für die  $i$  Segmente werden statistische Kennwerte bestimmt und miteinander verglichen. Überschreiten die Abweichungen zwischen diesen Werten bestimmte Schwellenwerte, die von der Wahl des Signifikanzniveaus abhängen, so wird die Zeitreihe als instationär angenommen. Generell wird die Zeitreihe zunächst in zwei Segmente zerlegt, eines vor und eines nach dem vermuteten Bruchpunkt. Anschließend können diese Segmente weiter zerlegt werden gemäß dem oben beschriebenen Vorgehen, jedoch ist in diesem Falle auf das Problem des multiplen Testens zu achten.

Zur Analyse der Zeitreihe auf Trends wird die zeitliche Veränderung über den gesamten betrachteten Zeitraum ohne Zerlegung in Segmente analysiert. Um einzelne Zeitabschnitte mit steigenden oder fallenden Trends zu ermitteln, kann ein gleitendes Fenster („*Moving window*“) genutzt werden. Beginnend beim Startpunkt der Zeitreihe werden Teilzeitreihen mit einer Länge von  $x$  Jahren (z. B. 30, 40, 50 Jahre) gebildet und ein etwa vorhandener Trend berechnet. Das Zeitfenster wird schrittweise über den Gesamtzeitraum verschoben. Die Berechnung der Trends und der zugehörigen Signifikanzwerte weist dann oftmals Teilzeitreihen mit positiven und andere mit negativen Trends auf.

### Detektion sprunghafter Änderungen

Die Prüfung auf sprunghafte Veränderungen in einer Zeitreihe kann durch den Vergleich der statistischen Merkmale von Teilreihen erfolgen. Hierzu sind verschiedene Tests geeignet.

Die gebräuchlichsten Tests auf sprunghafte Änderung des Mittelwerts sind:

- Pettitt-Test: Es handelt sich um einen rang-basierten Test zum Erkennen der Veränderungen in einer Reihe. Der Test ist robust gegenüber Veränderungen in der Form der Verteilungsfunktion;
- Wilcoxon-Mann-Whitney Test, auch als Mann-Whitney-Test oder Rangsummentest (U-Test) bezeichnet: Diese rangbasierten Tests spüren Abweichungen des Mittelwerts durch Vergleich zweier Stichproben auf. Der Test erfolgt mit Hilfe von Rangzahlen und ist robust.

Details zu diesen Tests werden in Anhang A.2 gegeben.

### Detektion von Trends (Tests auf allmähliche Veränderungen)

Um allmähliche Veränderungen zu ermitteln, werden Regressionen zwischen den Werten der Zeitreihe und einer Zeitvariablen aufgestellt. Der einfachste Ansatz ist die lineare Regression.

Der gebräuchlichste Test für die Ermittlung der Signifikanz eines Trends ist der Trend-Test nach Mann-Kendall (siehe Anhang A.3). Dieser prüft, ob die Werte in einer Zeitreihe monoton zu- oder abnehmen. Er ist robust und erfordert keine vorgegebene Verteilung der Daten, sondern lediglich Stationarität der Varianz.

### Problematik der Ermittlung von Instationaritäten

Bei einem Test einer Zeitreihe von Hochwasserereignissen auf Stationarität ist zu beachten, dass das zugrundeliegende physikalische System der Hochwasserentstehung in der Regel nicht hinreichend bekannt ist, sondern sowohl stochastische als auch deterministische Komponenten aufweist. Aufgrund der Datenlage kann jeder Instationaritätstest nur auf einzelne Stichproben und nicht auf die Grundgesamtheit der Daten angewendet werden. Es muss angenommen werden, dass die vorliegende Stichprobe das Verhalten des zugrundeliegenden Prozesses hinreichend beschreibt und somit repräsentativ ist. Diese Annahme ist fraglich, da man von quasizyklischen klimatischen Veränderungen ausgehen muss (Hurst-Effekt, KOUTSOYIANNIS 2003). Damit sind Prozesse mit langen Perioden bei zu kurzen Zeitreihen nicht hinreichend repräsentiert. Beispielsweise wäre das Verhalten eines natürlichen periodischen Prozesses mit Schwankungen mit Langzeit-Persistenz in der Zeitreihe mit einer Stichprobe von 20 Jahren Länge nicht nachzuweisen (Bild 5). Je nach dem betrachteten Zeitraum würden sich sowohl steigende als auch fallende Trends nachweisen lassen, die allerdings nicht von Dauer wären.

Neben zyklischen Prozessen, deren statistischer Nachweis aufgrund der Reihenlängen schwierig ist, können auch andere Arten hydrologischer Phänomene die Detektion von Trends beeinflussen. Ein Beispiel hierfür sind Häufungen von hochwasserarmen bzw. hochwasserreichen Zeiträumen. Für das Beispiel der Reihe der Jahreshöchstabflüsse des Pegels Köln am Rhein können durch die sogenannte Scan-Statistik (LUN et al. 2020), bei der die Zeiträume mit Über- bzw. Unterschreitung eines Schwellenwerts (hier des  $HQ(5)$ -Werts der Gesamtreihe) analysiert werden, zwei solcher Zeitabschnitte als statistisch signifikant identifiziert werden. Das bedeutet, die Häufungen von niedrigen (1884 bis 1919) und hohen Hochwasserereignissen (1980 bis 2005) in diesen Zeiträumen weicht signifikant von dem ab, was man unter Unabhängigkeit erwarten würde (Bild 6). Es ist ersichtlich, dass bei begrenztem Reihenumfang beide Zeiträume auch durchaus, wie oben demonstriert, zu einer fälschlicherweise signifikanten Trenddetektion führen können.

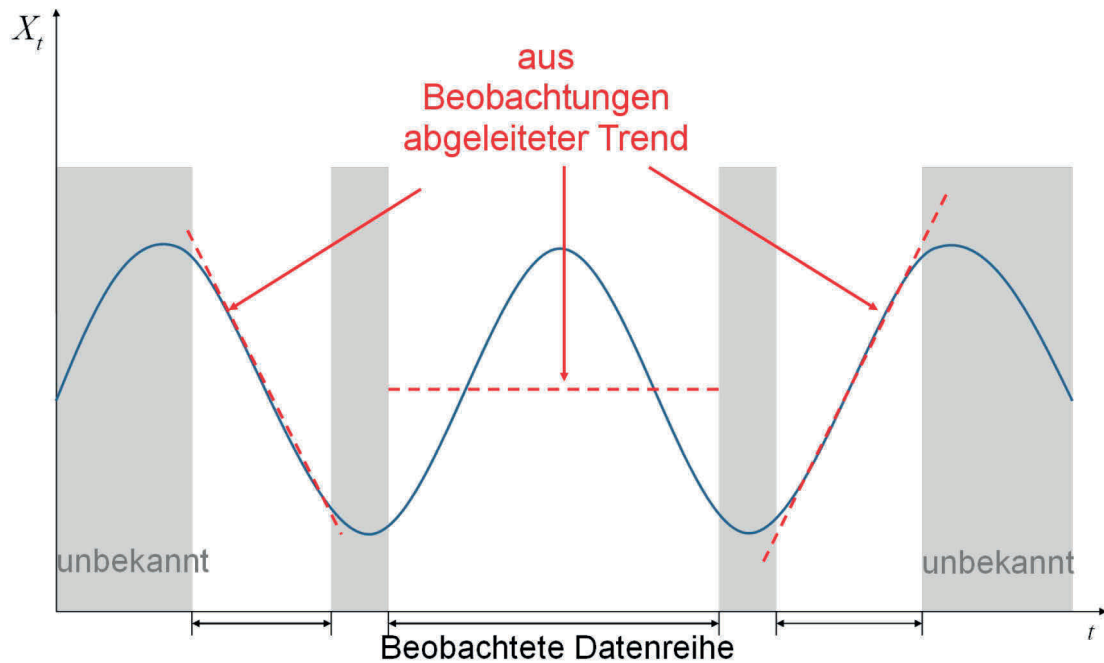


Bild 5: Beispiel einer beobachteten Datenreihe, die den zugrundeliegenden Prozess nicht hinreichend beschreibt

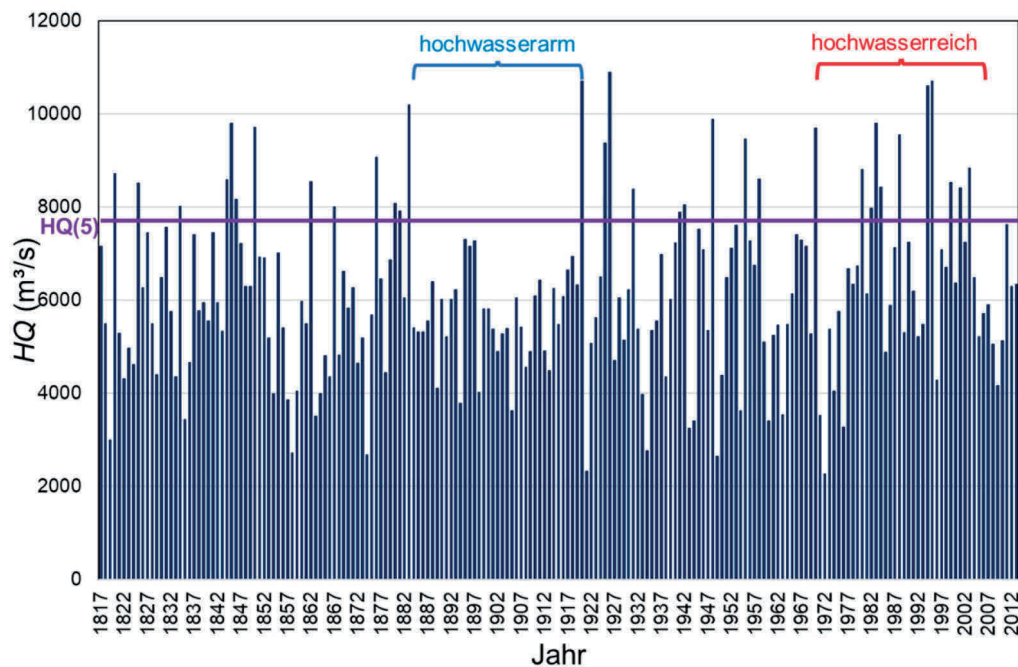


Bild 6: Als signifikant identifizierte hochwasserarme und hochwasserreiche Perioden in den Jahreshochwasserabflüssen am Pegel Köln/Rhein. Als Schwellenwert wurde das  $HQ(5)$ , berechnet aus der Gesamtreihe, gewählt

Wie das Beispiel zeigt, sind scheinbare Instationaritäten in Folge zeitlicher Häufungen großer und kleiner Jahreshochwasserwerte (Langzeit-Persistenz der Daten) ein besonderes Problem in Hochwasserreihen. Dies führt zu langfristigen Schwankungen im stochastischen Verhalten, die auf statistischem Wege nicht von deterministisch begründeten Trends unterschieden werden können (COHN & LINS 2005). Da diese Prozesse nicht hinreichend genau bekannt sind, kann eine lange Zeitreihe nur einige zeitlich befristete Trends aufweisen. In Bild 7 wird dieses Phänomen anhand mehrerer gegenläufiger signifikanter Trends (Signifikanzniveau 0,05) in der Reihe 1817 bis 2013 der Jahreshochwasserabflüsse am Pegel Köln/Rhein verdeutlicht, die sich im Ergebnis einer Trendanalyse mit einem gleitenden Fenster von 30 Jahren bei Anwendung des Mann-Kendall-Tests ergaben. In der Reihe treten

hochwasserarme und -reiche Zeiträume auf, an deren Übergängen steigende und fallende Trends sichtbar werden. Keiner der positiven oder negativen Trends erwies sich als dauerhaft. Es ist zu beachten, dass die Signifikanz eines Trends stark vom betrachteten Zeitraum abhängt, was die Aussagekraft großräumiger Trendanalysen für ein vorab definiertes Zeitfenster mindert (PETROW & MERZ 2009). Auch die Wahl des Signifikanzniveaus bestimmt die trendbehafteten Zeiträume einer Reihe. Im Beispiel des Bild 7 wird zum Beispiel auch für den Zeitraum 1980 bis 2009 ein signifikanter negativer Trend festgestellt, wenn man als Signifikanzniveau 0,1 wählt. Der positive Trend 1971 bis 2000 weist dagegen eine wesentlich geringere Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,027 auf. Verschiebt man den Betrachtungszeitraum somit nur um 9 Jahre, kehrt sich der festgestellte Trend um. Zudem ist zu beachten, dass verschiedene Arten von Instationarität die Tests gegenseitig beeinflussen. So kann ein Trendtest beispielsweise auch bei einem Bruch im Mittelwert die Hypothese ablehnen und umgekehrt.

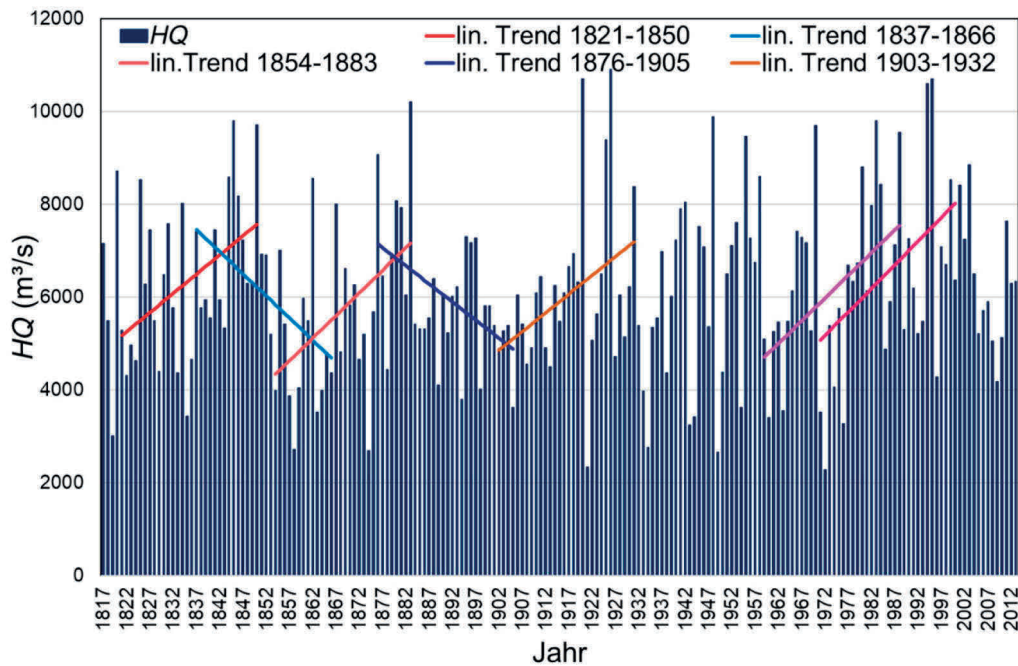
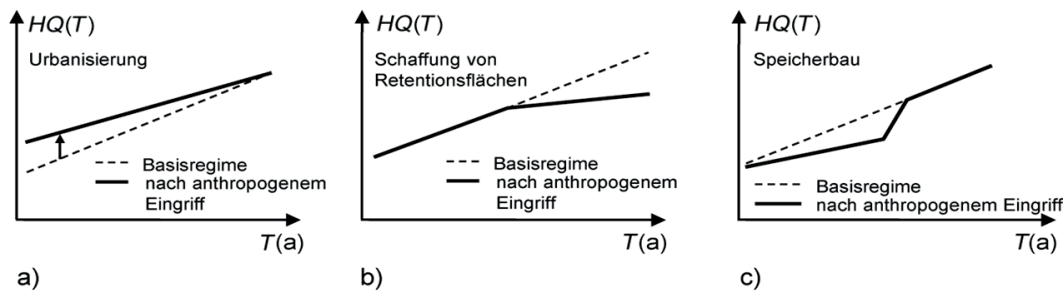


Bild 7: Signifikante Trends über jeweils 30 Jahre im Ergebnis des Mann-Kendall-Test mit einem Signifikanzniveau von 0,05 in der Reihe der Jahreshöchstabflüsse in Köln 1817-2013

#### Berücksichtigung kausal begründeter Instationaritäten

Liegen signifikante Instationaritäten in den Datensätzen vor, ist es erforderlich, durch die Analyse der Prozesse bzw. des Systems eine Begründung für festgestellte Instationaritäten zu suchen. Diese können auf Veränderungen im Einzugsgebiet oder am Gewässer (Landnutzungsänderungen, Gewässerausbau oder Bau von Speichern) zurückzuführen sein. Landnutzungsänderungen wirken sich kontinuierlich auf die Zeitreihe aus, wobei – bis auf Ausnahmefälle – nur für sehr kleine Gebiete eine kausale Identifizierung der Ursache möglich ist. Ein Gewässerausbau oder der Bau von Speichern wirken sich in einer sprunghaften Veränderung der Hochwasserabflüsse aus und sind in der Regel leichter zu identifizieren. Daraus resultierende Veränderungen der Verteilungsfunktionen zeigt schematisch Bild 8. Das Basisregime bezeichnet dabei die Verteilungsfunktion vor dem Eingriff.



**Bild 8:** Beispiele für mögliche Ursachen von Instationaritäten: a) Erhöhung von Hochwasserabflüssen durch Urbanisierung im Einzugsgebiet. Die relative Erhöhung der Hochwasserabflüsse nimmt mit zunehmender Größe des Ereignisses ab, da extreme Hochwasser eine hohe Abflussbereitschaft der unbebauten Flächen voraussetzen; b) Abflachung der Hochwasserscheitel durch zusätzliche Retentionsflächen, zum Beispiel nach Deichrückverlegung; c) Wirkung des technischen Rückhalts in Speichern, Scheitelreduzierung bei kleinen Ereignissen, Verringerung bzw. Verlust der Hochwasserscheitelminderung bei Extremereignissen

Klimatisch bedingte Veränderungen der Abflüsse sollten dagegen durch Veränderungen der Niederschlagsreihen bzw. der energetischen Bedingungen, die die Verdunstung bestimmen, begründbar sein. Derartige klimatische Veränderungen ließen sich regional, das heißt an verschiedenen, voneinander unabhängigen Abflussmessstellen feststellen.

Können derartige Veränderungen kausal begründet werden, sind diese in ihren Wirkungen auf den Hochwasserabfluss zu quantifizieren. Dazu eignen sich Niederschlag-Abfluss-Modelle. Für den Fall wasserbaulicher Einflüsse ist die Quantifizierung in der Regel eindeutig möglich; für den Fall von Landnutzungsänderungen hingegen ist dies meist mit großen Unsicherheiten verbunden. Ist eine Quantifizierung auf kausaler Basis möglich, sollten die einzelnen Hochwasserwerte der Reihe entsprechend korrigiert werden. Damit kann die gesamte Beobachtungszeitspanne für die statistische Analyse genutzt werden.

Die Korrektur setzt jedoch voraus, dass die Veränderungen der Verteilungen identifiziert und quantifiziert werden können. Da die zwischenzeitlichen Veränderungen in der Regel nicht rückgängig zu machen sind, wird meist der jetzige Zustand der statistischen Analyse zugrunde gelegt und für die Zukunft als unveränderlich vorausgesetzt. Die Erhöhung der Zuverlässigkeit der Wahrscheinlichkeitsanalyse durch statistische Korrektur der Daten ist jedoch nur scheinbar, da letztlich die Verteilung der als maßgebend angesehenen Teilreihe die Ergebnisse bestimmt. Ist keine Quantifizierung und Korrektur auf kausaler Basis möglich, so kann nur die Teilreihe genutzt werden, die für die aktuellen Verhältnisse als repräsentativ angesehen wird.

Neben der Korrektur wird in der Literatur vorgeschlagen, die Parameter der Verteilungsfunktion als Funktion der Zeit zu betrachten und die berechneten Quantile somit auf Zeitpunkte (z. B. einzelne Jahre), für die die jeweiligen Parameter gültig sind, zu beziehen (COLES 2001). Vor dem Hintergrund der stochastischen Variabilität sind die Unsicherheiten bei der Identifizierung zeitlich veränderlicher Parameter groß. Zudem ist eine Extrapolierbarkeit dieser Parameterentwicklungen in die Zukunft fraglich. Die Verwendung von instationären Parametern von Verteilungsfunktionen wird deshalb nicht empfohlen.

#### EMPFEHLUNG:

Es wird empfohlen, die Hochwasserdaten auf Homogenität und Instationaritäten zu prüfen. Falls statistisch signifikante Instationaritäten festgestellt werden, ist zu prüfen, ob es sich dabei um dauerhafte oder temporäre Phänomene handelt. Dazu sind die Ursachen von Instationaritäten (z. B. Wasserbauten, Landnutzungsänderungen, Veränderungen des Niederschlagsregimes, ...) zu identifizieren. Sofern die Ursachen bekannt sind, wird empfohlen, die Daten in jeweils stationäre Teilkollektive zu trennen bzw. zu korrigieren. Wenn die Ursachen unklar sind, wird eine Trendbereinigung nicht empfohlen. Aufgrund der großen Unsicherheiten der Parameterschätzung wird die Verwendung zeitlich variabler Parameter der Verteilungsfunktion nicht empfohlen.

## 4 Wahrscheinlichkeitsanalyse

### 4.1 Vorbemerkungen

Bei der Wahrscheinlichkeitsanalyse der Hochwasser wird von der Stichprobe (Reihe der beobachteten Hochwasserabflüsse) auf das Verhalten der Grundgesamtheit (alle möglichen Hochwasserabflüsse aus dem betrachteten Einzugsgebiet) geschlossen. Die Grundgesamtheit wird durch die Verteilungsfunktion beschrieben. Die Elemente der Stichproben müssen unabhängig voneinander sein (siehe 3.3). Die Stichprobe muss homogen und stationär sein (siehe 3.4).

Die Verteilungsfunktion gibt die Wahrscheinlichkeit  $P_u$  an, dass ein Hochwasserscheitelabfluss  $HQ$  in einem Jahr erreicht oder unterschritten wird. Die Überschreitungswahrscheinlichkeit  $P_{\bar{u}} = 1 - P_u$  bezeichnet die Wahrscheinlichkeit, mit der ein Hochwasserscheitelabfluss in einem Jahr überschritten wird. Die Jährlichkeit bzw. das Wiederkehrintervall  $T$  ist definiert als:

$$T = \frac{\mu}{1 - P_u} = \frac{\mu}{P_{\bar{u}}} \quad (2)$$

$\mu$  entspricht dabei dem Erwartungswert der Anzahl an Hochwassern pro Jahr. Im Falle der Betrachtung von Jahreshöchstabflüssen ist  $\mu = 1$ .

Der Hochwasserscheitelabfluss einer bestimmten Jährlichkeit  $HQ(T)$  ist das Quantil der Verteilungsfunktion und wird aus deren Umkehrfunktion berechnet. Beispielsweise wird in diesem Merkblatt das einhundertjährige Hochwasser als  $HQ(100)$ , das mittlere jährliche Hochwasser als  $MHQ$  bezeichnet.

Wie von der Stichprobe auf die Grundgesamtheit geschlossen wird, hängt von der gewählten Verteilungsfunktion und der Methode zur Schätzung der Verteilungsparameter ab. Die beste Anpassung einer Verteilung an die beobachtete Stichprobe stellt jedoch nicht per se die beste Schätzung der Grundgesamtheit dar, da hierbei angenommen wird, dass in der Stichprobe alle notwendigen Informationen enthalten sind, um diese umfassend zu charakterisieren. Dies ist bei vielen Fragestellungen nicht gegeben, da im Vergleich zur Komplexität des Zufallsprozesses der Hochwasserentstehung nur wenige Hochwasserbeobachtungen vorliegen. Damit können meist verschiedene Verteilungsfunktionen an die Grundgesamtheit angepasst werden. Ergeben verschiedene Verteilungsfunktionen deutlich unterschiedliche Schätzungen, so ist in der Regel die Hochwasserreihe zu kurz, um allein durch statistische Auswertungen Aussagen über die Hochwasserwahrscheinlichkeit zu liefern. Gerade für eine solche Situation muss die Schätzung der Grundgesamtheit maßgeblich durch die anderen, in diesem Merkblatt vorgestellten Verfahren gestützt werden.

### 4.2 Empirische Wahrscheinlichkeiten (*Plotting Positions*)

Für eine empirische Einordnung der Wahrscheinlichkeiten von Hochwasserscheiteln  $Q_i$  oder Füllen  $S_i$  in einer Stichprobe vom Umfang  $n$  ohne die Annahme eines statistischen Modells können sogenannte empirische Unterschreitungswahrscheinlichkeiten  $P_u(Q_i)$  bzw.  $P_u(S_i)$  verwendet werden. Diese dienen insbesondere dem visuellen Vergleich mit theoretischen, mittels Anpassung analytischer Verteilungsfunktionen erhaltenen Wahrscheinlichkeiten, weshalb sie auch *Plotting Positions* genannt werden (siehe auch Bild 9). Eine allgemeine Form ist gegeben durch

$$P_u(Q_i) = \frac{m - \delta}{n + 1 - 2 \cdot \delta} \quad (3)$$

wobei  $m$  die Rangzahl von  $Q_i$  (analog für  $S_i$ ) bezeichnet (dabei hat der kleinste Wert der Stichprobe den Rang 1 und der größte Wert demzufolge den Rang  $n$ ). Je nach der anzuwendenden Verteilungsfunktion gibt es in der Literatur verschiedene Empfehlungen zur Wahl von  $\delta \in [0,1]$ : 0 nach Weibull, 0,4 nach Cunnane, 0,44 nach Gringorton, 0,5 nach Hazen (CASTILLO 1988, STEDINGER et al. 1992). Dabei wird mit der Wahl von  $\delta$  die empirische Wahrscheinlichkeit des höchsten Beobachtungswerts und damit dessen

Jährlichkeit bestimmt. Für eine Zeitreihe von Jahreshöchstabflüssen von 30 Jahren hat nach Gleichung (3) beispielsweise das größte Hochwasser eine empirische Jährlichkeit von  $T = 31$  ( $\delta = 0$ ) bis 60 Jahren ( $\delta = 0,5$ ). Die Verwendung von *Plotting Positions* mit  $\delta \neq 0$  wird kontrovers diskutiert. So weist zum Beispiel MAKKONEN (2006) nach, dass die Verwendung der *Plotting Position*  $m / (n + 1)$  besonders begründet ist, da sich daraus der Erwartungswert der Verteilungsfunktion nach dem Rang der sortierten Variablen und somit deren Jährlichkeit ergibt. Die sich so ergebenden *Plotting Positions* liefern folglich unverzerrte (*unbiased*) Unterschreitungswahrscheinlichkeiten, was in Hinblick auf die unbekannte Verteilungsfunktion und die visuelle Beurteilung der Anpassung einer Verteilungsfunktion an die empirischen Wahrscheinlichkeiten der Stichprobe sinnvoll ist. Daher wird in diesem Merkblatt die folgende Beziehung zur Ermittlung empirischer Wahrscheinlichkeiten empfohlen:

$$P_u(Q_i) = \frac{m}{n + 1} \quad (4)$$

Generell ist zu beachten, dass die Aussagefähigkeit der empirischen Unterschreitungswahrscheinlichkeiten begrenzt ist, da die maximale Jährlichkeit eines Ereignisses durch die Reihenlänge beschränkt ist. Dies ist insbesondere dann problematisch, wenn die Reihenlänge kurz ist und einzelne Ereignisse stark in ihrer Größe von den übrigen Ereignissen der Stichprobe abweichen. Wenn zum Beispiel ein Einzelhochwasser sehr viel größer als alle anderen in der Reihe ist, wird ihm eine empirische Jährlichkeit gemäß Gleichung (4) zugeordnet, obwohl die reale Jährlichkeit sehr viel höher sein kann. Zum Beispiel ist die Möglichkeit nicht auszuschließen, dass in einer 50 Jahre umfassenden Beobachtungsreihe ein Hochwasser der Jährlichkeit von 200 Jahren auftritt. Daher sind empirische Wahrscheinlichkeiten nur bedingt für die Bewertung von extremen Hochwassern oder der Anpassung der analytischen Verteilungsfunktion im Bereich großer Jährlichkeiten (> 30 Jahre) geeignet.

Gerade diese sehr großen Scheitel- oder Füllenwerte sind von erheblicher Relevanz für die Hochwasserstatistik. In der Regel gibt die empirisch ermittelte Jährlichkeit von Höchstwerten nicht die tatsächliche Jährlichkeit eines derartigen Extremhochwassers an, sondern unterschätzt diese, da sie auf die Reihenlänge beschränkt ist. So kann ein Extremhochwasser, unabhängig von dessen Scheitelwert, in einer 50-jährigen Beobachtungsreihe niemals eine empirische Wahrscheinlichkeit größer als 50 Jahre erhalten. Extreme Hochwasser enthalten wertvolle Informationen zur Hochwasserentstehung, da sie oftmals mit spezifischen meteorologischen Ursachen und hydrologischen Prozessen verbunden sind, die sich von der Entstehung kleinerer Hochwasser unterscheiden. Zu suchen ist eine bessere Untersetzung ihrer Wahrscheinlichkeiten. Um die Jährlichkeit eines extrem hohen Werts hydrologisch abzuschätzen, besteht die Möglichkeit des Vergleichs mit längeren Reihen benachbarter Pegel, an denen das Extremereignis ebenfalls auftrat, oder dem Vergleich mit ähnlich großen, historischen Hochwassern am Pegel. Aus den dort zugeordneten Jährlichkeiten kann die Jährlichkeit des Extremereignisses am Untersuchungspegel hydrologisch-argumentativ abgeleitet werden. Eine zweite Möglichkeit besteht in der regionalen Einschätzung im Vergleich mit anderen Extremhochwasserereignissen in der Region.

#### EMPFEHLUNG:

Es wird empfohlen, die empirische Wahrscheinlichkeit von Hochwasserscheitelabflüssen nach der Beziehung  $m / (n + 1)$  (Weibull-Plotting-Position) zu berechnen. Die sich ergebenden Jährlichkeiten der Höchstwerte einer Stichprobe sollten nicht für die Bewertung der Anpassung der analytischen Verteilung ausschlaggebend sein. Durch regionale Vergleiche, beispielsweise basierend auf Betrachtung längerer Reihen an benachbarten Pegeln, oder Vergleiche mit ähnlich großen, historischen Hochwassern sind die Jährlichkeiten gegebenenfalls zu korrigieren.

## 4.3 Verteilungsfunktionen

### 4.3.1 Funktionen zur Beschreibung von Jahresmaxima

Weltweit werden verschiedene Verteilungsfunktionen zur Beschreibung von Jahreshöchstabflüssen empfohlen und verwendet. Jedoch existiert keine physikalische Rechtfertigung, um für eine Gewässerstelle eine spezifische Verteilungsfunktion zu bevorzugen (BENSON 1968). Eine häufig verwendete Verteilung ist die Generalisierte Extremwertverteilung (*Generalized Extreme Value Distribution*, GEV) mit drei Parametern. Untersuchungen in Deutschland haben gezeigt, dass diese häufig eine sehr gute Anpassung an beobachtete Reihen von Hochwasserabflüssen ermöglicht (SCHUMANN 2005). Zudem hat sie zwar keine physikalische, jedoch eine statistische Rechtfertigung, da die Verteilung von Blockmaxima (also Maxima über festgelegte Zeiträume, wie zum Beispiel ein Jahr) unter bestimmten mathematischen Annahmen gegen die GEV konvergiert (Fisher-Tippett-Theorem). Spezialfälle der GEV sind die ebenfalls häufig verwendeten Gumbel- und umgekehrte Weibull-Verteilungen. Weltweit in Gebrauch sind ebenfalls noch die Pearson III- bzw. log-Pearson III-Verteilung sowie die log-Normal-Verteilung. Wesentliche Charakteristiken dieser Verteilungen sind im Anhang C (Tabellen C.1 bis C.7) aufgeführt. Diese Auswahl ist nicht erschöpfend, das heißt, die Anwendung weiterer Verteilungsfunktionen wird damit nicht ausgeschlossen. Ausführliche Zusammenstellungen von Verteilungsfunktionen geben zum Beispiel CHOW et al. (1988), MENDEL (1993) und STEDINGER et al. (1992). Unterschiede zwischen den Verteilungsfunktionen werden in 4.3.3 erläutert.

### 4.3.2 Funktionen zur Beschreibung der partiellen Serie

Neben diesen für Blockmaxima, das heißt für Jahreshöchstabflüsse, besonders geeigneten Verteilungen existieren auch Verteilungen, welche statistisch gesehen besonders für partielle Serien geeignet sind. Eine der am häufigsten verwendeten Verteilungen ist die Generalisierte Pareto-Verteilung (*Generalized Pareto Distribution*, GPD) mit der aus ihr abgeleiteten Exponentialverteilung als Spezialfall, welche unter bestimmten mathematischen Annahmen die Grenzverteilung von partiellen Serien darstellt (Balkeema-de-Haan-Theorem). Neben dem Schwellenwert der partiellen Serie besitzt die GPD zwei weitere Parameter und zählt somit auch zu den dreiparametrischen Verteilungen (siehe Anhang C).

Um aus der partiellen Serie eine Aussage zu Jährlichkeiten treffen zu können, muss zusätzlich zur Verteilung der Hochwasserscheitel (z. B. mittels der GPD) die Wahrscheinlichkeit der Anzahl der Werte über dem Schwellenwert berücksichtigt werden. Mittels des Satzes der totalen Wahrscheinlichkeit ergibt sich für die jährliche Verteilung der partiellen Serie  $F_a$ :

$$F_a(x) = \sum_{k=0}^{\infty} P(l=k)(F(x))^k \quad (5)$$

wobei  $F$  die Verteilung der Werte über dem Schwellenwert  $u$  ist (z. B. eine GPD-Verteilung) und  $P(l=k)$  die Wahrscheinlichkeit, dass  $k$  voneinander unabhängige Hochwassererscheitel pro Jahr auftreten.

Für die Verteilung dieser Auftretenswahrscheinlichkeit ist dementsprechend eine diskrete Verteilungsfunktion zu wählen. Hier gibt es verschiedene Wahlmöglichkeiten, wie zum Beispiel die Binomial-Verteilung oder weitere diskrete Verteilungen (ÖNÖZ & BAYAZIT 2001). Jedoch wird zumeist die Poisson-Verteilung gewählt (FISCHER & SCHUMANN 2016) und auch hier empfohlen. Die Poisson-Verteilung hat die Wahrscheinlichkeitsfunktion

$$P(X=k) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \quad (6)$$

welche die Wahrscheinlichkeit angibt, dass die Zufallsvariable  $X$  den Wert  $k$  annimmt. Sie besitzt nur einen Parameter  $\lambda$ .

Zusammen mit der GPD ergibt dies das sogenannte Poisson-Pareto-Modell. Der Parameter  $\lambda$  der Poisson-Verteilung kann für das Poisson-Modell zum Beispiel über die mittlere Anzahl an Hochwassern pro Jahr geschätzt werden. In Kombination mit der GPD-Verteilung erhält man dann wiederum eine GEV-Verteilung mit Parametern  $\sigma = \beta \cdot \lambda^\kappa$  und  $\mu = u - \beta \cdot (1 - \lambda^\kappa) / \kappa$  für die jährliche Verteilung der partiellen Serie:

$$F_a(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} \left( 1 - \left( 1 + \kappa \cdot \frac{x-u}{\beta} \right)^{-\frac{1}{\kappa}} \right)^k = e^{-\lambda} \cdot \exp \left( \lambda \cdot \left( 1 - \left( 1 + \kappa \cdot \frac{x-u}{\beta} \right)^{-\frac{1}{\kappa}} \right) \right) \quad (7)$$

$$= \exp \left( -\lambda \cdot \left( 1 + \kappa \cdot \frac{x-u}{\beta} \right)^{\frac{1}{\kappa}} \right)$$

Für sehr große Stichproben nähern sich die Ergebnisse von jährlicher maximaler und partieller Serie einander an. Jedoch hat die partielle Serie insbesondere im unteren Jährlichkeitsbereich wesentliche Vorteile: Hochwasserquantile zur Jährlichkeit 1 können nicht mittels der Jahreshöchstabflüsse berechnet werden. Dazu ist die partielle Serie zu verwenden und gemäß der Formel nach CHOW et al. (1988) in Jährlichkeiten umzurechnen:

$$T_a = \frac{1}{1 - \exp \left( -\frac{1}{R_p} \right)} \quad (8)$$

wobei  $T_a$  die Jährlichkeit basierend auf der Stichprobe der Jahreshöchstabflüsse ist und  $R_p$  das Wiederkehrintervall basierend auf der partiellen Serie.

Gemäß der Formel nach Chow bestehen ab einer Jährlichkeit von ca. 10 Jahren nur kleine Unterschiede zwischen den Jährlichkeiten auf Basis der Jahreshöchstabflüsse und denen der partiellen Serie (Tabelle 2). Während dies theoretisch begründet ist, treten in der Praxis durchaus größere Abweichungen auf. Dies liegt zumeist in der Stichprobenunsicherheit begründet, welche durch die Betrachtung unterschiedlicher Stichproben bei Jahreshöchstabflüssen und partieller Serie zu diesen Abweichungen führt. Für den Pegel Marienthal/Regen ergaben sich beispielsweise Unterschiede (abhängig von der Modellwahl und der Wahl des Schwellenwerts) von 5 % in den Quantilen der Jährlichkeit von 10 Jahren, 12 % bei der Jährlichkeit von 50 Jahren und 15 % bei der Jährlichkeit von 100 Jahren (Details sind im Themenband „Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552“ gegeben (DWA 2025)).

**Tabelle 2: Theoretische Unterschiede zwischen den statistischen Wiederkehrintervallen  $T_p$ , berechnet aus der partiellen Reihe, und  $T_a$ , berechnet aus der Reihe der Jahreshöchstwerte**

Wiederkehrintervall $R_p$ , berechnet aus der partiellen Reihe (Jahre)	Jährlichkeit $T_a$ , berechnet aus der Reihe der Jahreshochwasser (Jahre)
0,5	1,2
1	1,6
2	2,5
5	5,5
10	10,5
50	50,5
100	100,5

### 4.3.3 Unterschiede zwischen den Verteilungsfunktionen

Die Verteilungen unterscheiden sich vor allem in Hinblick auf ihre Parameterzahl. Eine größere Anzahl an Verteilungsparametern erlaubt eine flexiblere Anpassung, insbesondere im für die hydrologische Bemessung besonders relevanten Bereich der extrem hohen Hochwasser mit geringer Überschreitungswahrscheinlichkeit, das heißt im Bereich des rechten Rands der Wahrscheinlichkeitsdichte. Dieser rechte Rand umfasst die Ereignisse, welche nur selten in den Beobachtungsreihen enthalten sind. Durch die Hinzunahme eines dritten Parameters, des Formparameters, können (meistens) einzelne außergewöhnlich große und seltene Ereignisse besser in der Verteilungsfunktion berücksichtigt werden. Daher sind die größten Unterschiede in den Verteilungen auch meistens in den Rändern zu finden, während der mittlere Quantilsbereich sich selten wesentlich unterscheidet (siehe auch Bild 9). Gleichzeitig erhöht eine größere Anzahl an Parametern aber auch die Unsicherheit in der Schätzung. Insbesondere der Formparameter, welcher den rechten Rand definiert, ist bei der Schätzung auf Basis von kleinen Stichproben von großer Unsicherheit beeinflusst, hat aber gleichzeitig die größte Bedeutung für die Schätzung von Quantilen großer Jährlichkeit. Daher ist abzuwägen, wann eine Verwendung von dreiparametrischen Verteilungen sinnvoll ist. Können einzelne sehr große Ereignisse in der Stichprobe ausgemacht werden, welche sich deutlich von der Gesamtheit der übrigen Ereignisse unterscheiden, so sind eher dreiparametrische Verteilungen zu empfehlen, um den rechten Rand der Verteilung besser wiedergeben zu können. Generell ist immer zu berücksichtigen, dass die Stichprobengröße ausreichend für die Anpassung sein muss. So können einzelne große Ereignisse in kleinen Stichproben auch zu einer Überschätzung des Formparameters führen. Da eine Vielzahl von Verteilungen zur Verfügung steht, sollten immer mehrere Verteilungen angepasst werden und aufgrund von Auswahlkriterien (siehe 4.6) die geeignetsten Modelle ausgewählt werden. Zudem sollte die Informationserweiterung bei der Wahl mit einbezogen werden.

#### EMPFEHLUNG:

Falls einzelne sehr große Ereignisse in der Stichprobe enthalten sind, wird die Verwendung von dreiparametrischen Verteilungsfunktionen empfohlen.

Es wird außerdem empfohlen, die Auswahl der Verteilungsfunktion unter Berücksichtigung der Anpassungskriterien und der Informationserweiterung durchzuführen, um sowohl den gesamten Datenumfang als auch den Extrapolationsbereich in der Auswahl zu berücksichtigen.

## 4.4 Parameterschätzung

### 4.4.1 Vorbemerkungen

Bei der Anpassung einer analytischen Verteilungsfunktion an die Stichprobe werden die Parameter der verwendeten Verteilungsfunktion aus den Informationen der Stichprobe geschätzt. Dabei gibt es unterschiedliche Möglichkeiten, die Information aus der Stichprobe für die Schätzung zu verwenden. Nachfolgend werden die drei gebräuchlichsten Schätzverfahren vorgestellt und bewertet.

### 4.4.2 Momentenmethode (Produktmomente)

Die Methode geht davon aus, dass die Parameter der Verteilungsfunktion über die Momente der Wahrscheinlichkeitsverteilung ermittelt werden können. Bei der Parameterschätzung werden die Momente der Grundgesamtheit

$$M_k = E(X^k) \quad (9)$$

durch die entsprechenden Momente der Stichprobe ersetzt (Anhang B). Ist  $j$  die Anzahl der zu bestimmenden Parameter, so werden hierfür die ersten  $j$  Momente benötigt. In der praktischen Anwendung

von Verteilungsfunktionen mit maximal drei Parametern werden die aus den Momenten abgeleiteten Größen „arithmetisches Mittel“, „Standardabweichung“ und „Schiefekoeffizient“ verwendet, um die Parameter der Verteilungsfunktion zu schätzen. In Anhang B (Tabellen B.1 und B.2) sind die Stichprobenmomente zusammengestellt.

Bei dieser Methode beeinflussen die extremen Ereignisse in der Stichprobe aufgrund ihrer Potenzierung den Verlauf der angepassten Verteilungsfunktion relativ stark. Deswegen kann die Extrapolation der Funktion auf große Jährlichkeiten zu vergleichsweise hohen Abflüssen führen, wenn die Reihe sehr große Einzelwerte enthält. Zudem sind Momentenschätzer nicht immer erwartungstreu, das heißt, der Erwartungswert des Parameterschätzers entspricht nicht immer dem wahren Parameterwert. Durch die vergleichsweise einfache Berechnung eignen sich Momentenschätzer als erste Annäherung der Schätzung, beispielsweise als Startwerte bei der numerischen Bestimmung der Maximum-Likelihood-Methode.

#### 4.4.3 Linear-Momente (L-Momente)

Im Gegensatz zu den Produktmomenten wird bei den L-Momenten (Anhang B) auf die Potenzierung der Stichprobenwerte bei den zweiten und dritten Momenten verzichtet. Grundlage für die Schätzung sind die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente, welche in der Stichprobenversion das Moment als gewichtetes Mittel der Daten bestimmen, wobei als Gewicht die empirischen, aus der Stichprobe bestimmten Wahrscheinlichkeiten verwendet werden:

$$\beta_k = \int_0^1 x (P_U) \cdot P_U^k dP_U \quad (10)$$

Mittels Linearkombination der wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente werden die Linear-Momente (L-Momente) bestimmt. L-Momente werden gegenüber den wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten bevorzugt, da sie direkt die Stichprobeneigenschaften wie Mittelwert, Varianz oder Schiefe widerspiegeln. Zudem sind sie robust, das heißt, die Schätzung wird weniger durch einzelne sehr große oder kleine Werte beeinflusst. Dadurch sind sie aber auch weniger sensitiv gegenüber extremen Hochwassern, welche eventuell für die Extrapolation berücksichtigt werden sollten.

Auch bei den L-Momenten entspricht die Zahl der benötigten Momente der Anzahl der zu bestimmenden Parameter.

#### 4.4.4 Maximum-Likelihood-Methode

Die Maximum-Likelihood-Methode hat das Ziel, den Parametersatz auszuwählen, der zu der für diese Realisierung plausibelsten Verteilung führt. Konkret wird eine Verteilung mit zugehöriger Dichtefunktion  $f_\theta$  angenommen, wobei  $\theta = \{\theta_1, \dots, \theta_j\}$  die Parameter der Verteilung darstellt. Durch Veränderung von  $\theta$  werden nun die Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Realisierungen maximiert, das heißt, die Likelihoodfunktion für eine Stichprobe von  $n$  Hochwasserscheiteln  $Q_i$  (analog für Hochwasserfüllen  $S_i$ ) als Funktion des Parametersatzes  $\theta$

$$L(\theta) = f_\theta(Q_1) \cdot f_\theta(Q_2) \cdot \dots \cdot f_\theta(Q_n) \quad (11)$$

wird in Abhängigkeit von  $\theta$  maximiert. Dies geschieht dort, wo die partiellen Ableitungen der Likelihood-Funktion Null sind. Die Parameterschätzer für die einzelnen  $\theta_i$  ergeben sich also aus:

$$\frac{\partial L}{\partial \theta_i} = 0, \quad i = 1, \dots, j \quad (12)$$

Die Lösung des resultierenden Gleichungssystems ist häufig aufwendig und für die hier genannten Verteilungen nur auf iterativem Wege möglich. Deshalb kommen meist mathematische Optimierungsverfahren zur direkten Bestimmung des Maximums der Likelihood-Funktion zum Einsatz. Als Startwerte werden dann oftmals die Momentenschätzer verwendet. Der Vorteil der Maximum-Likelihood-Methode besteht vor allem in der Effizienz, das heißt, verglichen mit anderen Schätzverfahren hat sie die kleinste Varianz in der Schätzung. Sie ist jedoch im Allgemeinen weniger robust als zum Beispiel die L-Momente, kann bei fehlerhafter Annahme der zugrundeliegenden Verteilung zu inkonsistenten Schätzungen führen, und für kleine Stichproben können die Maximum-Likelihood-Schätzungen stark verzerrt (*biased*) sein.

#### 4.4.5 Bewertung der Schätzverfahren

In Tabelle 3 sind die Vor- und Nachteile der beschriebenen Parameterschätzverfahren zusammengefasst. Eine Empfehlung für eines der Schätzverfahren kann an dieser Stelle nicht gegeben werden, da prinzipiell alle Verfahren zu vergleichbaren Ergebnissen führen, sofern die Stichprobe aussagekräftig ist. Die L-Momentenmethode ist in der Praxis sehr gebräuchlich, da sie einfacher anwendbar als die Maximum-Likelihood-Methode ist.

Tabelle 3: Überblick zu Schätzverfahren

Verfahren	Vorteile	Nachteile	Eignung für die Hochwasserstatistik
Produktmomente	Leichte Anwendung, direkter Bezug zu Stichprobencharakteristiken	Stark beeinflusst durch einzelne sehr große oder kleine Ereignisse	befriedigend
L-Momente	Stabilität der Schätzung bei Auftreten außergewöhnlich großer Hochwasser	Geringe Sensitivität gegenüber extremen Hochwassern	gut
Maximum Likelihood	Effizient	Zumeist nur numerisch lösbar; zumeist weniger robust als L-Momente	gut

Ein Beispiel für die Anpassung verschiedener Verteilungsfunktionen (siehe 4.3) mittels verschiedener Parameterschätzverfahren sowie der *Plotting Positions* (siehe 4.4) als grafischer Vergleich ist in Bild 9 dargestellt. Es ist deutlich zu sehen, dass ein Großteil der Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren für eine Jährlichkeit bis zu 20 Jahren sehr ähnliche Ergebnisse liefert. Erst für größere Jährlichkeiten und somit den rechten Rand der Verteilungen unterscheiden sich die geschätzten Hochwasserquantile um bis zu  $60 \text{ m}^3/\text{s}$  (bei einer Jährlichkeit von 200 Jahren). Anhand der *Plotting Positions* ist zunächst keine der Verteilungen und Parameterschätzungen auszuschließen.

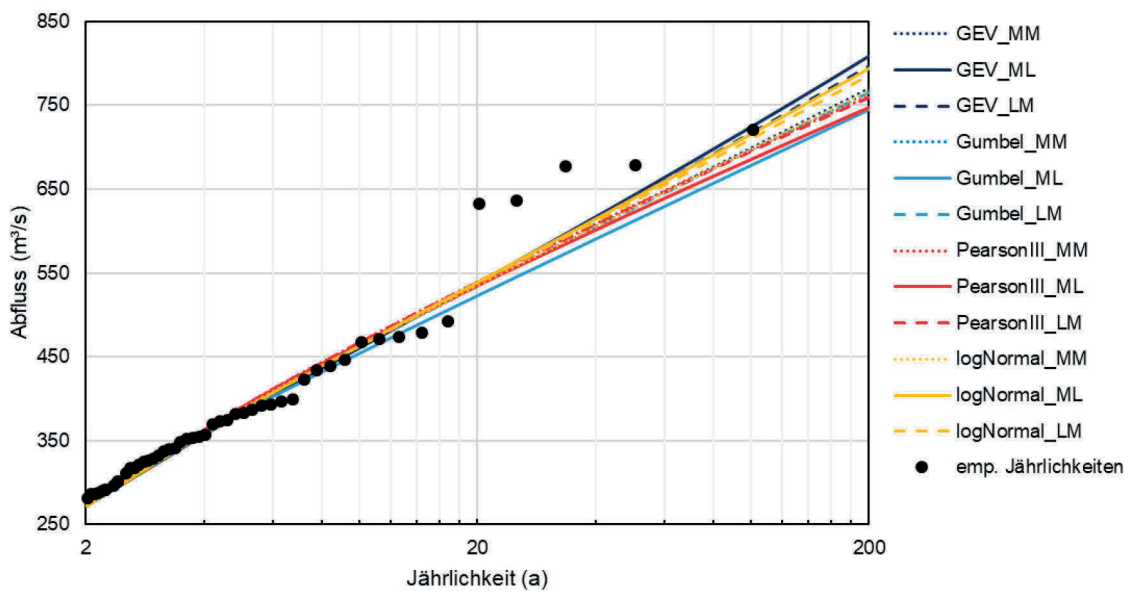


Bild 9: Verschiedene Verteilungsfunktionen, angepasst mit unterschiedlichen Schätzverfahren (MM=Momentenmethode, LM=L-Momente, ML=Maximum-Likelihood) an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen, dargestellt zusammen mit den empirischen Jährlichkeiten

#### EMPFEHLUNG:

Der Einfluss der Wahl des Parameterschätzverfahrens auf die Schätzung nimmt mit Zunahme des Stichprobenumfangs ab. Bei kleinen Stichproben ( $n < 50$ ) sollte auf das Maximum-Likelihood-Verfahren zurückgegriffen werden, sofern keine einzelnen außergewöhnlich großen Hochwasser in der Stichprobe enthalten sind. In diesem Fall sind die L-Momente zu verwenden.

## 4.5 Konfidenzintervalle (Vertrauensbereich)

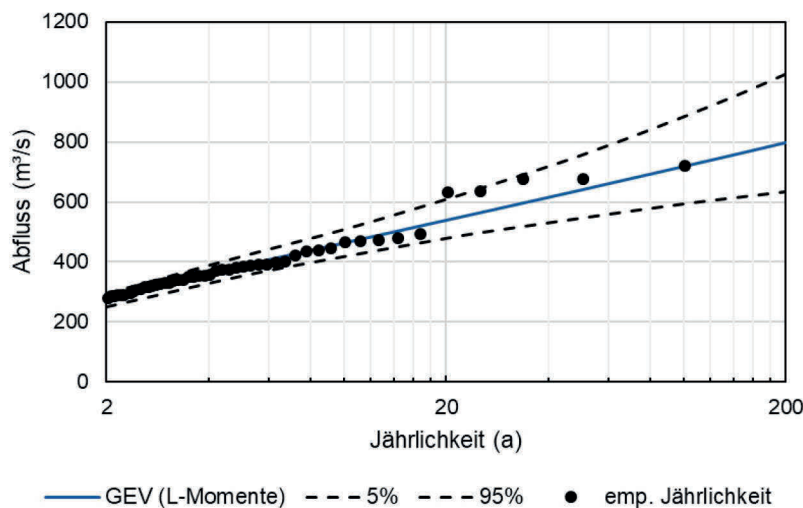
Der mittels Verteilungsfunktion für eine vorgegebene Jährlichkeit bzw. Wahrscheinlichkeit  $P$  bestimmte Hochwasserabfluss ist ein Schätzwert  $Q_P$ . Der wahre, aber unbekannte Wert kann darüber oder darunter liegen. Konfidenzintervalle beschreiben einen Wertebereich einer Schätzung, der sich aus der Unsicherheit der zufälligen Schwankungen der Stichprobe durch endliche Reihenlängen ergibt. Weitere Unsicherheiten (z. B. Messfehler, Langzeitpersistenz) werden durch Konfidenzintervalle nicht berücksichtigt. Es ist möglich, ein Konfidenzintervall anzugeben, welches mit einer statistischen Sicherheit von  $(1 - \alpha)$  den wahren Wert der Grundgesamtheit enthält. Der Wert  $\alpha$ , das Signifikanzniveau, entspricht somit der Wahrscheinlichkeit, dass der (unbekannte) tatsächliche Wert der Grundgesamtheit außerhalb dieses Konfidenzbereichs liegt. Der Konfidenzbereich wird mit zunehmender Jährlichkeit, entsprechend den größeren Unsicherheiten, breiter.

Häufig wird für einen großen Stichprobenumfang angenommen, dass die Abweichung des wahren Hochwasserabflusses vom geschätzten Wert  $Q_P$  normalverteilt ist und der geschätzte Quantilwert dem Erwartungswert des jeweiligen Quantils der Grundgesamtheit entspricht. Allerdings sind für Hochwasserquantilwerte in der Regel asymmetrische Konfidenzintervalle zu erwarten, mit größeren Abweichungen nach oben als nach unten, während die angenommene Normalverteilung symmetrisch ist. Dies stellt die Annahme normalverteilter Konfidenzbereiche in Frage.

Wegen dieses Problems werden zur Einschätzung von Unsicherheiten des Schätzwerts zunehmend Resampling-Verfahren angewandt. So wird beim nichtparametrischen Bootstrap-Verfahren aus einer gegebenen Stichprobe von  $n$  Werten  $n$ -mal nacheinander ein Wert gezogen, der vor der nächsten

Ziehung wieder zurückgelegt wird. Damit ergibt sich eine neue Reihe, die aus der gleichen Grundgesamtheit stammt, sich aber in den statistischen Parametern von der Ausgangsreihe unterscheidet. Dieser Vorgang wird mehrfach wiederholt. Die so gebildeten neuen Reihen stellen unterschiedliche Realisierungen der empirischen Verteilungsfunktion dar. Bei  $m$ -facher Wiederholung und statistischer Auswertung der Stichproben kann der betrachtete Quantilwert somit durch  $m$  zufällige Realisierungen charakterisiert werden. Durch das Zurücklegen der gezogenen Werte kann allerdings das gleiche Extremhochwasser mehrfach in der gebildeten Stichprobe enthalten sein und so zu sehr breiten Konfidenzintervallen führen. Daher wird das nichtparametrische Bootstrap-Verfahren für die zu meist kurzen Abflusszeitreihen nicht empfohlen (KYSELY 2008).

Beim parametrischen Bootstrapping-Verfahren wird aus der Stichprobe zunächst eine Verteilungsfunktion geschätzt, die dann zur erneuten Generierung eines Datenkollektivs genutzt wird. Dazu werden  $n$  im Intervall  $[0,1]$  gleichverteilte Zufallsvariablen generiert und diese in die jeweilige Quantilsfunktion der angenommenen Verteilung eingesetzt. Aus den Unterschieden zwischen den empirischen Verteilungsfunktionen der generierten Stichproben und der ursprünglichen Stichprobe kann unter Beachtung des Stichprobenumfangs auf die Unsicherheit der ursprünglichen Verteilungsfunktion geschlossen werden (EFRON 1979). Die Resampling-Methode ist gegenüber der Annahme von normalverteilten Abweichungen der Schätzwerte bei der Hochwasserschätzung vorzuziehen, da sie die Asymmetrie des Konfidenzintervalls beschreiben kann. Ein Beispiel für die Konfidenzintervalle ist in Bild 10 gezeigt. Mittels parametrischem Bootstrap und 1.000 generierten Stichproben desselben Umfangs wie der der Stichprobe der Jahreshöchstabflüsse wurden das 5%- und das 95%-Konfidenzband erzeugt. Es ist zu erkennen, dass nahezu alle Hochwasser, selbst die größten am Pegel Marienthal, innerhalb dieser Konfidenzbänder liegen. Durch den Stichprobeneffekt ergibt sich insbesondere für große Jährlichkeiten eine große Variabilität der Schätzung der Hochwasserquantile. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass der relativ geringe Umfang der Stichproben der Jahreshöchstabflüsse Unsicherheiten sowohl in der Wahl der Verteilungsfunktion als auch bei der Parameterschätzung beinhaltet. Anpassungstests (siehe 4.6.3) an statistisch generierte Stichproben mit vorgegebener Verteilungsfunktion empfehlen unter Umständen aufgrund dieser Datenbasis andere als die gewählte Ausgangsverteilung.



**Bild 10: 95%-Konfidenzintervall (parametrisches Bootstrap, 1.000 Wiederholungen) für die Hochwasserquantile geschätzt mittels GEV-Verteilung und L-Momenten sowie empirische Jährlichkeiten für den Pegel Marienthal/Regen**

Die Konfidenzintervalle liefern eine Aussage über die Stichprobe, die im Vergleich mehrerer Pegel nützlich ist. Allerdings ist zu beachten, dass die Konfidenzintervalle zwar eine Schätzung des Fehlers darstellen, diese Schätzung jedoch von der Realität stark abweichen kann. Insbesondere für den häufigen Fall, dass Hochwasserdekaden mit überdurchschnittlich hohen oder niedrigen Hochwassern aufgetreten sind, kann der wahre Wert weit außerhalb des durch ein Signifikanzniveau bezeichneten Konfidenzintervalls liegen. Deswegen sind für die Beurteilung der Unsicherheit des Schätzwerts an einem Pegel zeitliche, kausale und räumliche Informationserweiterungen vorzuziehen.

**EMPFEHLUNG:**

Es wird empfohlen, die Bandbreite eines statistisch ermittelten Hochwasserscheitelabflusses für eine vorgegebene Jährlichkeit mit Hilfe zeitlicher, kausaler und räumlicher Informationserweiterung abzuschätzen, statt durch Angabe eines Konfidenzbereichs. Für einen Vergleich zwischen verschiedenen Pegeln sind Konfidenzbereiche sinnvoll. Für die Ermittlung sind Resampling-Verfahren, zum Beispiel Bootstrapping, den klassischen Verfahren, basierend auf der Annahme normalverteilter Abweichungen der Schätzwerte, vorzuziehen.

## 4.6 Wahl der Verteilungsfunktion

### 4.6.1 Vorbemerkungen

Wie in 4.3 erläutert, existiert eine Vielzahl von Verteilungsfunktionen, die in der Hochwasserstatistik verwendet werden können. Keine kann von vornherein, zum Beispiel aus hydrologischen Gründen, abgelehnt werden, sodass zunächst durchaus mehrere Verteilungsfunktionen an die Stichprobe angepasst werden sollten. Anschließend kann jedoch die Anpassungsgüte, das heißt, wie gut die angepasste theoretische Verteilung die beobachtete Verteilung der Stichprobe wiedergibt, bewertet werden. Dafür existieren verschiedene Kriterien, die in diesem Abschnitt erläutert werden.

### 4.6.2 Grafischer Vergleich zwischen den empirischen Wahrscheinlichkeiten und der angepassten Verteilung

Die einfachste Möglichkeit zur Bewertung der Anpassungsgüte liegt in der visuellen Inspektion der Anpassung. In diesem Fall werden die durch die angepasste Verteilung erhaltenen Wahrscheinlichkeiten oder Quantile mit den beobachteten empirischen Wahrscheinlichkeiten oder Quantilen verglichen. Eine Möglichkeit für einen solchen Vergleich wurde bereits in 4.2 erläutert: die *Plotting Positions*. Durch gemeinsames Auftragen der *Plotting Positions* mit den Quantilen der angepassten Verteilungsfunktion (Bild 9) wird die Verteilungsfunktion als am besten angepasst angesehen, welche am nächsten an den *Plotting Positions* liegt. Dazu wird zumeist die Darstellung mittels einfach- (bei Auftragung gegenüber der Jährlichkeit) oder doppelt-logarithmischer (bei Auftragung gegenüber der Unterschreitungswahrscheinlichkeit) Transformation der Abzisse gewählt, da so der rechte Rand der Verteilung besser untersucht werden kann.

Eine ähnliche Idee liegt den Quantil-Quantil-Plots (Q-Q-Plots) zugrunde. Bei diesem Vergleich werden die Quantile der angepassten Verteilungsfunktion den beobachteten empirischen Quantilen gleicher Wahrscheinlichkeit grafisch gegenübergestellt. Stimmen beide Verteilungen gut überein, so liegen die eingetragenen Punkte in der Grafik auf einer Linie, der Winkelhalbierenden (Bild 11). Mittels des Q-Q-Plots können insbesondere Abweichungen an den Rändern der Verteilung leicht entdeckt werden.

Beim Histogramm wird die Häufigkeitsverteilung der beobachteten Daten in Form eines Balkendiagramms betrachtet. Es ist wichtig, eine genügende Anzahl an Klassen (das heißt, Balken) zu betrachten. Dazu wird dann die Dichte der angepassten Verteilung aufgetragen (Bild 11). Stimmen die Form der Dichte und die größtmäßige Aufeinanderfolge der Balken überein, so kann von einer guten Anpassung ausgegangen werden.

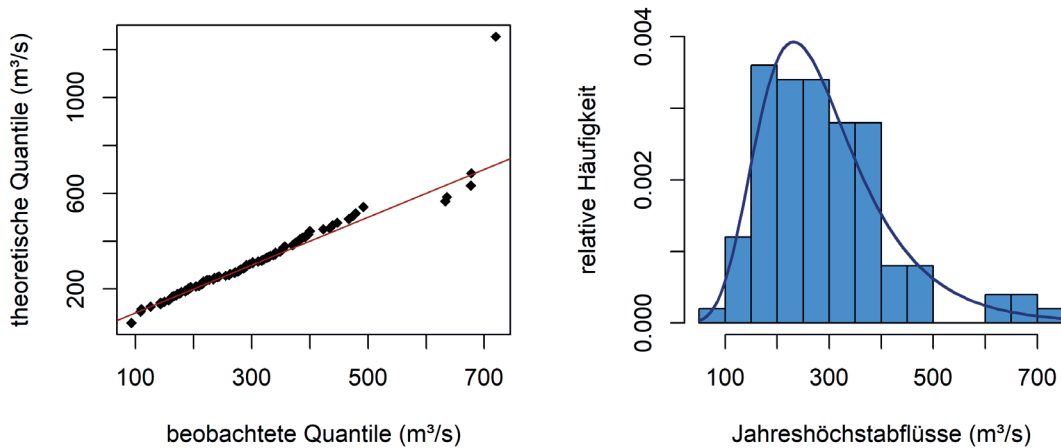


Bild 11: Q-Q-Plot der beobachteten Quantile der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen und der theoretischen der GEV-Verteilung mit mittels L-Momenten geschätzten Parametern (links) sowie Histogramm der Jahreshöchstabflüsse mit mittels L-Momenten angepasster Dichte der GEV-Verteilung (rechts)

Bei allen grafischen Verfahren ist zu berücksichtigen, dass eine Bewertung der Anpassung zumeist nur subjektiv erfolgen kann. Diese subjektive Entscheidung ist zudem stark von den Beobachtungen im mittleren Wertebereich der Stichprobe geprägt, da diese die größte Häufigkeit haben. Die relevanten Bereiche der Anpassung, das heißt der Extrapolationsbereich, wo sich die größten Unterschiede zwischen den Verteilungen ergeben, sind meistens nur mit wenigen Ereignissen unterlegt und können daher visuell nur bedingt beurteilt werden. Daher ist es sinnvoll, visuelle Bewertungen mit objektiven statistischen Verfahren zu ergänzen.

#### 4.6.3 Anpassungstests

Anpassungstests basieren auf statistischen Maßen, welche die Unterschiede zwischen beobachteter und angepasster theoretischer Verteilung bestimmen. Mittels der Teststatistik und für ein gegebenes Signifikanzniveau (in der Regel 5 %) kann dann bestimmt werden, ob der Unterschied signifikant ist, das heißt, die Verteilung für die Stichprobe als nicht passend angesehen werden kann. Daher können Anpassungstests Verteilungsfunktionen nur als unpassend ablehnen, nicht jedoch die Güte der nicht abgelehnten Verteilungsfunktionen untereinander bewerten. Drei solcher Anpassungstests, der Kolmogorov-Smirnov-Test, der Cramer-von-Mises-Test und der Anderson-Darling-Test sind in Anhang D.2 näher beschrieben. Es empfiehlt sich, mehr als einen der vorgeschlagenen Tests anzuwenden. Falls die Entscheidungen mehrerer Tests widersprüchlich sind, so sollte die Anwendung der jeweiligen Verteilung für die Stichprobe nicht ausgeschlossen werden.

#### 4.6.4 Informationskriterien

Eine Möglichkeit, die Anpassungsgüte verschiedener Verteilungsfunktionen direkt miteinander zu vergleichen, bieten Informationskriterien. Diese vergleichen die Anpassungsgüte mit der Komplexität des Modells, das heißt der Anzahl der Verteilungsparameter. Unnötige Komplexität der Verteilung, welche zwar eventuell zu einer geringfügig besseren Anpassung, aber auch zu deutlich höherer Unsicherheit führt, resultiert daher in einer Abwertung. Die beiden am häufigsten verwendeten Informationskriterien sind das Akaike-Informationskriterium (AIC) und das Bayes'sche Informationskriterium (BIC). Eine genauere Beschreibung findet sich in Anhang D.3. Bei beiden Kriterien ist die Verteilungsfunktion zu bevorzugen, welche zu einem minimalen Informationskriterium führt. Jedoch sind die Unterschiede in den Informationskriterien für verschiedene Verteilungsfunktionen teilweise nur gering. So definiert RAFFERTY (1995) einen Unterschied im BIC von kleiner 2 als schwachen Nachweis eines Unterschieds, einen Unterschied von 2 bis 6 als positiven Nachweis und erst ab einem Unterschied von 10 spricht er

von einem starken Nachweis. Daher wird empfohlen, alle Verteilungsfunktionen, welche um weniger als 6 vom kleinsten BIC abweichen, als potenziell beste Anpassung anzusehen. Eine weitere Auswahl sollte dann stets unter hydrologischen Aspekten, das heißt mittels Informationserweiterung, erfolgen.

#### 4.6.5 Große Hochwasser, die von der Verteilungsfunktion deutlich abweichen

In vielen Beobachtungsreihen treten extrem große Scheitelabflüsse auf, die sich von den Quantilswerten gleicher Wahrscheinlichkeit der angepassten Verteilungsfunktion deutlich unterscheiden. Durch die Anpassung eines dritten Parameters (des Formparameter), der wesentlich von der Schiefe der Stichprobe bestimmt wird, kann dies teilweise berücksichtigt werden. In der Statistik spricht man dann von einem „schweren rechten Rand“ (engl. „*tail heaviness*“), wenn im Ergebnis der Anpassung die Wahrscheinlichkeiten einer Verteilungsfunktion im Extrapolationsbereich langsamer gegen Null gehen als dies bei einem exponentiellen Rückgang zu erwarten wäre. Betrachtet man das Integral der rechten Seite der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion, so ergibt sich somit eine höhere „Masse“ als bei einer Verteilung mit exponentiellem Rückgang, der rechte Rand ist „schwer“. Die Verwendung einer Verteilung mit schwerem rechtem Rand ist erforderlich, wenn im Bereich geringer Überschreitungswahrscheinlichkeiten einige zum übrigen Verlauf der Verteilung scheinbar unpassende hohe Werte beobachtet wurden. Je größer diese Extremwerte sind, umso größer ist die Wahrscheinlichkeit, dass in einer Stichprobe auch in Zukunft ein oder mehrere unverhältnismäßig hohe Beobachtungswerte auftreten. Praktisch bedeutet dies, dass viele kleine und mittlere Ereignisse in der Stichprobe enthalten sind und nur einige wenige (das heißt seltene) außergewöhnlich große Hochwasser. Eine Quantifizierung der Schwere der Ränder ist schwierig. Ein praktisch anwendbares und statistisch belastbares Kriterium existiert nicht. Oftmals werden der Formparameter der GEV als Merkmal betrachtet oder mit Likelihood-Ratio-Tests der Unterschied zwischen der Gumbelverteilung (exponentieller Rückgang) und der GEV untersucht, was jedoch in beiden Fällen die Kenntnis der zugrundeliegenden Verteilung erfordert. Trotzdem ist die Diskussion extrem hoher Scheitelabflüsse, die sich vom Gesamtverlauf der Verteilungsfunktion deutlich unterscheiden, erforderlich. Hierbei gibt es zwei unterschiedliche Betrachtungsweisen: Zum einen kann ein extrem seltenes Ereignis auch in einer kürzeren Stichprobe auftreten, das heißt, der schwere Rand ist das Resultat der stochastischen Unsicherheit und kann zum Beispiel mit Hilfe historischer Hochwasser auf diese Unsicherheit zurückgeführt werden. Andererseits existieren hydrologische Prozesse und Phänomene, welche ursächlich für extreme Hochwasser sein können, die sich somit in ihren Entstehungsbedingungen und in ihrem Verlauf deutlich vom Gros der Hochwasserereignisse unterscheiden (Tabelle 4). MERZ et al. (2022) identifizierten hierzu neun Hypothesen, um die Prozesse in Atmosphäre, Einzugsgebiet und Flusssystem zu charakterisieren, die zu schweren Rändern bei Hochwasserdaten führen können. Bei der Beurteilung und statistischen Einordnung extremer Hochwasser sollten diese möglichen Ursachen überprüft werden.

Tabelle 4: Mögliche Ursachen für extreme Hochwasser als Ursache schwerer Ränder von Hochwasserverteilungen

	Mögliche Ursachen	Methodik zur Prüfung der Annahme
Atmosphärische Ursachen	Schwere Ränder in der Niederschlagsverteilung	Ermittlung der Statistik hochwasserverursachender Regen für unterschiedliche Dauerstufen → Prüfung der Wahrscheinlichkeiten von Ereignisniederschlägen (das heißt der Niederschläge, die Hochwasser auslösten) für außergewöhnlich große Hochwasser
	Dominierende hochwasserauslösende Bedingungen	In verschiedenen Regionen sind einzelne Großwetterlagen ursächlich für extreme Hochwasser → Analyse der hochwasserauslösenden Großwetterlagen und Ermittlung der maßgebenden Lagen für extreme Ereignisse
	Mischung von Hochwassertypen	Prüfung der typspezifischen Verteilungen (siehe 6.2.3) auf Dominanz eines Hochwassertyps im Bereich geringer Überschreitungswahrscheinlichkeiten. Dieser Typ kann bei kleineren und mittleren Ereignissen unterrepräsentiert sein → Vergleich der typspezifischen Verteilungen mit dem TMPS-Modell hinsichtlich Änderungen des maßgebenden Typs (siehe 6.2.3)
Einzugsgebiet	Größe des Einzugsgebiets	Da hochwasserverursachende Starkregen unterschiedliche typabhängige räumliche Ausdehnungen haben, können sich die Ursachen extremer Hochwasser je nach Gebietsgröße unterscheiden → Vergleich von kleinen Einzugsgebieten (bis 50 km <sup>2</sup> ) mit mittleren und großen Einzugsgebieten hinsichtlich des Auftretens einzelner außergewöhnlich großer Hochwasser insbesondere im Zusammenhang mit konvektiven Niederschlagszellen
	Nichtlineare Reaktionen der Einzugsgebiete	Nichtlineare Reaktionen von Einzugsgebieten auf ungünstige Kombinationen von Starkregen mit ereignisspezifischen Anfangs- und Randbedingungen → Detaillierte Ereignisanalyse abgelaufener Extremhochwasser zur Ermittlung der Anfangsfeuchte, der Regenintensitätsverteilung nach Raum und Zeit und weiterer Bedingungen im Vergleich zu den kleinen und mittleren Ereignissen
	Klimatische Trockenheit	Klimatisch trockene Gebiete weisen eine größere Schiefe der Hochwasserreihen auf, da ein größerer Anteil der Starkregen durch Infiltration kompensiert werden kann. Bei seltener hoher Vorfeuchte treten dann überproportional große Hochwasser auf → Wasserhaushaltsuntersuchungen, Bewertung der Anfangsfeuchte am Beginn extremer Hochwasser
Flusssystem	Talsperren und Polder	Durch künstliche Retention werden Scheitelabflüsse insbesondere bei kleinen und mittleren Abflüssen vermindert. Da der Retentionsraum begrenzt ist, werden große Hochwasser weniger beeinflusst → Ermittlung der Kapazität der künstlichen Retentionsräume und der Betriebsweise, Simulation der Hochwasserwirkung
	Deiche	Deiche beschleunigen Hochwasserwellen und reduzieren Retentionsflächen im Ausuferungsfall. Deichüberströmungen und -brüche bedingen eine scheinbare obere Grenze der Hochwasserscheitel → Analyse außergewöhnlich großer Hochwasser in den Beobachtungsreihen / hydraulische Simulationen
	Überlagerung von Hochwasserwellen aus Teilgebieten und Hauptfluss	Je nach Überlagerung mit Zuflüssen können Scheitel verstärkt oder vermindert werden → Ganglinienanalyse außergewöhnlich großer Hochwasser in den Beobachtungsreihen, Simulation zur Beachtung von Rückstauwirkungen

## EMPFEHLUNG:

Von den nicht über statistische Tests abgelehnten Verteilungsfunktionen sollten mittels AIC und BIC die geeignetsten Modelle ermittelt werden. Diese sollten dann durch einen grafischen Vergleich weiter bewertet werden. Eine abschließende Wahl sollte dann über die Informationserweiterung erfolgen.

## 4.7 Multivariate Statistik

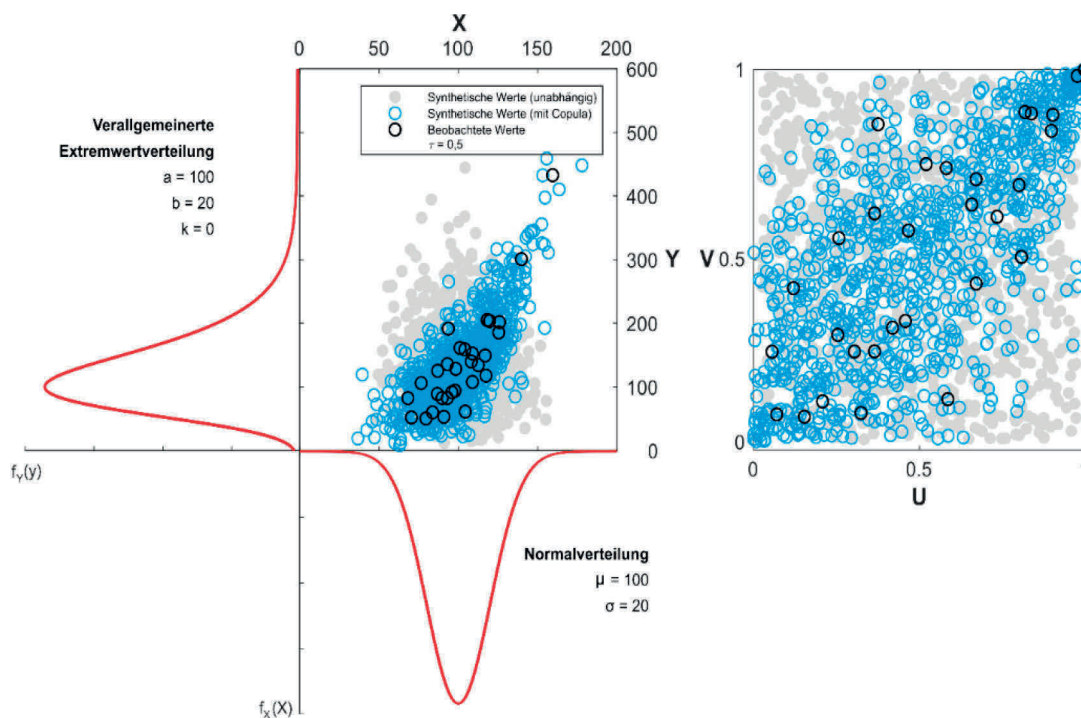
Häufig ist nicht nur der Scheitelabfluss eines Hochwassers von Bedeutung, sondern die Wahrscheinlichkeit von weiteren zugehörigen Hochwassercharakteristika, wie beispielsweise das Volumen, um zum Beispiel einem vorgegebenen Scheitelwert ein statistisch belastbares Volumen zuzuordnen. Andere Anwendungen bestehen auch in der Ermittlung von zeitgleich auftretenden Hochwasserscheiteln beim Zusammenfluss von zwei Gewässern oder bei pluvialen und fluvialen Ereignissen. Dies ermöglicht die Berücksichtigung von Überlagerungseffekten zeitgleicher Hochwasser flussabwärts. Diese Methodik kann ebenfalls angewendet werden für den Fall der Bestimmung von Unterwasserrandbedingungen bei hydraulischen Simulationen von einmündenden Gewässern. Die Auswahl der Datenbasis spielt hier eine besondere Rolle. So sollten stets die zu einem Hochwasserscheitel gehörenden Füllen gewählt werden bzw. der zeitgleich auftretende Scheitel (eventuell unter Berücksichtigung eines Zeitfensters) am zweiten Pegel. Im Falle von fehlenden Pegelaufzeichnungen können die Simulationsergebnisse von Niederschlag-Abfluss-Modellen verwendet werden (siehe 6.3). Dies ersetzt weit verbreitete empirische Ansätze (REGIERUNGSPRÄSIDIUM STUTTGART 2012). Zur Bestimmung der kombinierten (multivariaten) Wahrscheinlichkeit mehrerer Charakteristika können univariate statistische Methoden nicht angewendet werden. Es müssen multivariate Methoden Anwendung finden, nicht zuletzt, weil die betrachteten Variablen oftmals eine statistische Abhängigkeit aufweisen. Bei der Anwendung multivariater statistischer Modelle gilt es, diese Abhängigkeitsstruktur mit abzubilden. Die hier beschriebenen Copula-Modelle dienen der Anwendung bei jährlichen Maxima von Scheiteln (und der zugehörigen Füllen).

Für die mathematische Beschreibung des statistischen Zusammenhangs von mindestens zwei Variablen wird in der Statistik allgemein die Korrelation angewendet. Dabei wird im Wesentlichen zwischen der linearen Korrelation, zum Beispiel Pearsons  $r$ , und der Rangkorrelation, zum Beispiel Spearmans  $\rho$  oder Kendalls  $\tau$ , unterschieden. Beiden Arten ist gemein, dass der Korrelationskoeffizient Werte zwischen 1 und -1 annehmen kann. Werte von 1 lassen auf einen perfekten positiven Zusammenhang schließen, bei Werten von -1 besteht ein vollständig negativer Zusammenhang. Werte von null implizieren hingegen eine statistische Unabhängigkeit. Es ist an dieser Stelle zu erwähnen, dass bei einer Korrelation nicht notwendigerweise ein Kausalzusammenhang zwischen den Variablen besteht. Vielmehr gibt die Korrelation einen Hinweis darauf, dass dies der Fall sein könnte.

Sofern zwei betrachtete Variablen  $X$  und  $Y$  keine Korrelation aufweisen, lässt sich die gemeinsame Unterschreitungswahrscheinlichkeit  $P(X \leq x, Y \leq y)$  über das Produkt der beiden einzelnen Unterschreitungswahrscheinlichkeiten  $P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x) \cdot P(Y \leq y)$  bestimmen. Bei einem vollständigen Zusammenhang von  $X$  und  $Y$  entspricht die gemeinsame Unterschreitungswahrscheinlichkeit hingegen der univariaten Wahrscheinlichkeit einer der beiden Variablen, das heißt,  $P(X \leq x, Y \leq y) = P(X \leq x)$  oder  $P(X \leq x, Y \leq y) = P(Y \leq y)$ . Für diese beiden Sonderfälle sind univariate Verteilungsfunktionen ausreichend, um die gemeinsamen Wahrscheinlichkeiten zu bestimmen. Für den Fall, dass  $X$  und  $Y$  eine unvollständige Abhängigkeit (Korrelation) aufweisen, muss die Abhängigkeit der Variablen in der Berechnung der gemeinsamen Auftretenswahrscheinlichkeit berücksichtigt werden. In den vergangenen Jahren haben sich vermehrt Copula-Funktionen (kurz Copulas) durchgesetzt, um multivariate statistische Modelle zu bilden. Der Vorteil von Copulas liegt darin, dass die Abhängigkeitsstruktur der Variablen unabhängig von den einzelnen Randverteilungen modelliert wird. So können die Randverteilungen mit den gängigen univariaten extremwertstatistischen Verfahren unter Verwendung einzelner Verteilungsfunktionen beschrieben werden. Lediglich für die Modellierung der Abhängigkeitsstruktur kommt die Copula zum Einsatz. Zunächst werden die Verteilungen der beiden Variablen (Marginalverteilungen) unabhängig voneinander an die jeweilige Stichprobe mittels der Methoden der

univariaten Statistik (siehe 4.3 bis 4.6) angepasst. Mittels der so erhaltenen Verteilungsfunktionen werden die beobachteten Variablenpaare  $X$  und  $Y$  in den Raum  $[0,1]$  transformiert, das heißt, die Verteilungsfunktion wird direkt auf die beobachteten Werte angewendet. An diese transformierten Werte, nun bezeichnet mit  $F(X) = U$  und  $G(Y) = V$ , wird dann das entsprechende Copula-Modell angepasst. Bei den gängigsten Copula-Modellen geschieht die Parameterschätzung über Kendalls  $\tau$ . Es existieren jedoch noch weitere Parameterschätzverfahren (NELSEN 2006). Weitergehend kann über die Quantilsfunktion  $F^{-1}(V)$ ,  $G^{-1}(U)$  auch rekursiv die zugehörige Ausprägung von  $X$ ,  $Y$  ermittelt werden.

Wenngleich Copulas auch für mehrdimensionale und eine theoretisch unbegrenzte Anzahl zu untersuchender Charakteristika anwendbar sind, ist der theoretische Hintergrund zur Modellerstellung und Interpretation der Ergebnisse recht komplex. Daher wird der Fokus im Folgenden auf bivariate Untersuchungen, das heißt, die Betrachtung von zwei Variablen gelegt. Bild 12 stellt beispielhaft eine bivariate Stichprobe mit einer Korrelation von  $\tau = 0,5$  (Kendalls Tau) dar, sowie den univariaten Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen (engl. *Probability Density Function*, PDF)  $f_X(x)$  und  $f_Y(y)$ . Die Variable  $X$  entspricht in diesem Fall der Normalverteilung und die Variable  $Y$  der Generalisierten Extremwertverteilung mit den aufgeführten Parametern. Zudem sind synthetische Realisationen unter Verwendung der Gumbel-Copula dargestellt (blaue Kreise). Als Vergleich dazu sind in der Abbildung ebenfalls synthetische Realisationen dargestellt, unter der Annahme, dass  $X$  und  $Y$  unabhängig voneinander sind (graue Punkte). Synthetische Wertepaare eines Copula-Modells werden erzeugt, indem zunächst für eine Variable, zum Beispiel  $U$ , auf  $[0,1]$  gleichverteilte Zufallsvariablen generiert werden. Mittels des Copula-Modells wird der zugehörige Wert von  $V$  ermittelt.



**Bild 12:** Links: Bivariate Stichprobe von  $X$  und  $Y$  mit den univariaten Dichtefunktionen  $f_X(x)$  und  $f_Y(y)$  sowie synthetischen Realisationen unter Verwendung einer Copula (blau) bei Annahme einer statistischen Unabhängigkeit (grau). Rechts: in den Einheitsraum  $[0,1]$  überführte Werte  $U$  und  $V$ .

Für hydrologische Anwendungen werden vielfach Archimedische Copulas verwendet, da sie relativ einfach zu konstruieren sind. Häufig verwendete Copulas sind die Clayton-Copula, die Frank-Copula und die Gumbel- oder auch Gumbel-Hougaard-Copula (siehe Anhang E). Hierbei handelt es sich um einparametrische Copula-Funktionen, die über den Parameter  $\theta$  beschrieben werden und einen weiten Bereich von Abhängigkeitsstrukturen abbilden können. Die Clayton-Copula kann sehr gut für die Modellierung unterer Abhängigkeiten (engl. *lower tail dependence*) verwendet werden, die Frank-Copula besitzt keine gewichtete Abhängigkeit und die Gumbel-Copula besitzt als einzige Extremwertcopula in der Familie der Archimedischen Copulas eine obere Abhängigkeit (engl. *upper tail dependence*).

Die Auswahl einer geeigneten Randverteilung kann nach den in 4.6 aufgeführten Methoden erfolgen. Es gilt jedoch, zusätzlich auch die Anpassungsgüte der Copula zu bestimmen. Hierfür existieren verschiedene Verfahren, die in Analogie zur Gütebestimmung bei univariaten Verteilungsfunktionen angewendet werden, jedoch in der Regel die Residuen zwischen empirischer und parametrischer Copula heranziehen. So kann als einfachstes Maß die Wurzel des mittleren quadratischen Fehlers (engl. *Root Mean Squared Error*, RMSE) zwischen empirischer und parametrischer Copula bestimmt werden. Auch das Akaike-Informationskriterium (AIC) oder das Bayes'sche Informationskriterium (BIC) können unter Berücksichtigung der Anzahl der verwendeten Modellparameter herangezogen werden. Weitere Möglichkeiten bieten zudem Bootstrapping-Verfahren, die auf Grundlage gängiger Tests, wie beispielsweise dem Kolmogorow-Smirnow-Test und dem Cramér-von-Mises-Test, die parametrische und die nicht-parametrische Schätzung der Copula vergleichen (z. B. GENEST & FAVRE 2007). Es ist anzumerken, dass das über die formalen Anpassungstests ermittelte Modell nicht unbedingt das aus hydrologischer Sicht sinnvollste Modell sein muss. Daher sollten die Anpassungstests stets mit hydrologischen Überlegungen einhergehen. Neben den formalen Anpassungstests sollte zudem auch eine visuelle Überprüfung der Gesamtanpassungsgüte durchgeführt werden. Hierzu können mit den ausgewählten Randverteilungen und der Copula synthetische Wertepaare (z. B.  $n = 1.000$ ) generiert und gemeinsam mit den beobachteten Wertepaaren in einer Grafik dargestellt werden. Nur wenn die synthetischen Wertepaare dem Spektrum der beobachteten Werte folgen, kann das Modell auch visuell als geeignet eingestuft werden (siehe Themenband „Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552“ (DWA 2025)).

Anders als bei univariaten Verfahren liefern multivariate Verfahren keine Quantilwerte. Vielmehr handelt es sich immer um mögliche Kombinationen der betrachteten Hochwassercharakteristika, die eine gemeinsame Auftretenswahrscheinlichkeit besitzen. So erhält man im bivariaten Fall Quantil-Isolinien, deren Kombinationen eine bestimmte Auftretenswahrscheinlichkeit aufweisen (Bild 13).

Auch die Häufigkeitsanalyse multivariater Verfahren unterscheidet sich zu der im univariaten Fall. Während im univariaten Fall die Jährlichkeit  $T$  anhand der Wahrscheinlichkeit eines Parameters  $X > x$  bestimmt wird, kann die Jährlichkeit im bivariaten Fall unterschiedlich berechnet werden. So kann die Wahrscheinlichkeit, dass sowohl  $X$  und  $Y$  größer als  $x$  bzw.  $y$  auftreten, das heißt,  $P\{X > x \wedge Y > y\}$ , herangezogen werden. Die daraus resultierende Jährlichkeit wird auch als UND-Jährlichkeit bezeichnet. Sie wird bestimmt über

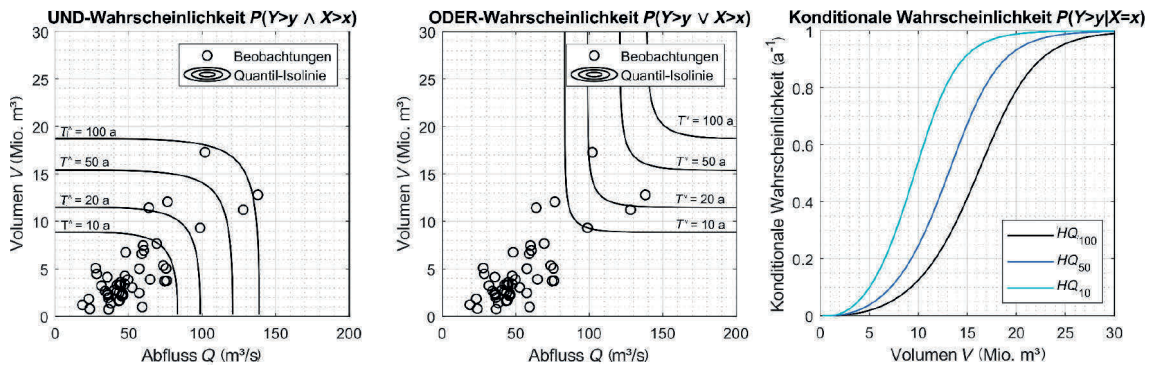
$$T_{\text{UND}} = \frac{1}{1 - F(x) - G(y) + C(F(x), G(y))} = \frac{1}{1 - u - v + C(u, v)} \quad (13)$$

Ein typischer Anwendungsfall der UND-Jährlichkeit ist die Hochwasserbemessung von wasserwirtschaftlichen Speichern, wo sowohl der Spitzenzufluss als auch die Fülle einer Hochwasserwelle relevant ist.

Auf der anderen Seite kann das Wiederkehrintervall auch auf der Wahrscheinlichkeit basieren, dass entweder  $X$  oder  $Y$  größer als  $x$  bzw.  $y$ , das heißt,  $P\{X > x \vee Y > y\}$ , ist. Dieses Wiederkehrintervall wird auch als ODER-Jährlichkeit bezeichnet. Sie wird bestimmt über

$$T_{\text{ODER}} = \frac{1}{1 - C(F(x), G(y))} = \frac{1}{1 - C(u, v)} \quad (14)$$

Ein Anwendungsgebiet der ODER-Betrachtung liegt beispielsweise in der Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten unterhalb des Zusammenflusses zweier Gewässer, wo der Hochwasserabfluss eines Gewässers bereits zu Überschwemmungen führen kann.



**Bild 13: Beispiel der UND, ODER und konditionalen Wahrscheinlichkeit am Beispiel von ausgewerteten Hochwasserscheiteln und -füllen**

Eine weitere Möglichkeit zur praktischen Anwendung multivariater Methoden besteht in der konditionalen, oder auch bedingten Wahrscheinlichkeit. Mit dieser Wahrscheinlichkeit lassen sich Wahrscheinlichkeiten unter der Bedingung des Eintritts eines anderen Ereignisses ausdrücken. So kann beispielsweise die Wahrscheinlichkeit für die Fülle einer Hochwasserwelle bestimmt werden unter der Bedingung, dass der Scheitelabfluss eine gegebene Jährlichkeit  $T$  aufweist. Die bedingte Wahrscheinlichkeit der transformierten Variablen  $U$  gegeben eines Werts  $v$  für  $V$  ergibt sich durch folgende Gleichung:

$$P(U \leq u | V = v) = \frac{\delta C(u, v)}{\delta v} \quad (15)$$

Für einen gegebenen Scheitel können somit verschiedenen Füllen Wahrscheinlichkeiten zugewiesen werden. Für das in Bild 13 dargestellte Beispiel wurde im Rahmen einer univariaten Statistik der Scheitel mit einer Jährlichkeit von 100 Jahren zu 139 m³/s berechnet. Bild 13 zeigt unter anderem für diesen Scheitel die mit Hilfe einer Copula ermittelte bedingte Verteilungsfunktion der Hochwasserfüllen. So ist in Bild 13 zu erkennen, dass für den Scheitel 139 m³/s mit einer Wahrscheinlichkeit  $p = 0,5$  eine Fülle von mindestens 16,1 Mio. m³ auftritt. Mit einer Wahrscheinlichkeit  $p' = 0,8$  hingegen tritt der Scheitel zusammen mit einer Fülle von mindestens 11,8 Mio. m³ auf. Diese Beziehung kann somit auch als Funktion beschrieben werden (Bild 13), sodass verschiedene Wahrscheinlichkeitszenarien für die Kombination von Scheitel und Fülle betrachtet werden können.

**EMPFEHLUNG:**

Gegenwärtig ist zu empfehlen, multivariate Verfahren lediglich für den bivariaten Fall, das heißt für zwei Hochwassercharakteristika, anzuwenden. Hierbei sollten verschiedene archimedische Copulas untersucht und hinsichtlich ihrer Anpassungsgüte ausgewählt werden. Neben den formalen Anpassungstests ist auch eine visuelle Überprüfung des Gesamtmodells aus Randverteilungen und Copula vorzunehmen.

## 5 Zeitliche Informationserweiterung

### 5.1 Vorbemerkungen

Wenn Hochwasserkenngößen auf Basis kurzer Reihen berechnet werden, können klimatische Schwankungen einen erheblichen Einfluss auf den ermittelten Wert besitzen. Oft treten Jahre mit großen Hochwassern unmittelbar hintereinander auf und umgekehrt existieren auch Zeiträume, in denen über Jahrzehnte keine großen Hochwasser aufgetreten sind.

Dadurch kann eine Datenreihe von zum Beispiel 40 Jahren keine großen Hochwasser enthalten, obwohl in der Zukunft große Hochwasser zu erwarten sind. Andererseits kann eine kurze Beobachtungsreihe ein sehr seltenes Ereignis enthalten, dessen Überschreitungswahrscheinlichkeit dann überschätzt wird. Die Betrachtung eines längeren Zeitfensters gibt deshalb ein zuverlässigeres Bild. Dieser Umstand wird zur zeitlichen Informationserweiterung genutzt, bei der die Reihe der beobachteten Abflussscheitel in einen Bezug zur längeren hydrologischen Geschichte des Gebiets gesetzt wird. Zwei Informationsquellen können dafür herangezogen werden:

- die Analyse historischer Hochwasserereignisse und
- die Einordnung des Zeitraums der Beobachtungsreihe in längere Reihen von Nachbargebieten.

### 5.2 Historische Hochwasser

Hochwasserstatistische Analysen gehen von konsistenten Zeitreihen der Abflusswerte aus. Mit dieser Annahme wird der Betrachtungszeitraum und die empirische Wahrscheinlichkeit der beobachteten Hochwasserabflüsse auf den Zeitraum der systematischen Abflussbeobachtungen beschränkt. Allerdings sind in Einzelfällen Informationen über bedeutende Hochwasserereignisse vor dem Zeitraum dieser systematischen Beobachtungen verfügbar, die dazu genutzt werden können, um die empirischen Wahrscheinlichkeiten und gegebenenfalls auch die Verteilungsfunktionen zu adaptieren. Derartige Ereignisse vor Beginn der systematischen Aufzeichnungen werden als historische Hochwasser bezeichnet. Dabei sind nicht nur die historischen Hochwasser selbst, sondern auch die Zeiträume ohne solche Hochwasser eine wichtige Informationsquelle, da davon ausgegangen werden kann, dass für diesen Zeitraum keine historischen Hochwasser relevanter Größe aufgetreten sind. Diese Annahme erfordert jedoch eine Kontinuität der historischen Aufzeichnungen.

Das Beispiel des Pegels Altenahr/Ahr zeigt, dass in diesem Fall erst durch das Einbeziehen von historischen Hochwassern nachgewiesen werden kann, dass es an der Ahr Hochwasserereignisse von unterschiedlicher Hochwassergenese, also unterschiedlichen meteorologischen Ursachen, gibt. Aus der rund 75 Jahre langen Beobachtungsreihe ab 1947 war ein  $HQ(100)$  von  $241 \text{ m}^3/\text{s}$  abgeleitet worden. Es existieren dazu aber noch die aus sehr vielen Hochwassermarken im Ahrtal berechneten Abflüsse von 1804 mit  $1.100 \text{ m}^3/\text{s}$  und von 1910 mit  $550 \text{ m}^3/\text{s}$ , welche durch andere meteorologische Ursachen (unter anderem Vb-Wetterlage) entstanden sind.

Für historische Hochwasserereignisse liegen meist nur qualitative Informationen vor. Neben Berichten in Archiven und Chroniken, die oftmals nur sehr ungenaue und unsichere Rückschlüsse auf historische Abflussmengen zulassen, können Hochwassermarken an Gebäuden sowie Fotografien herangezogen werden, um näherungsweise das Ausmaß der Überflutungen einzuschätzen und auf dieser Grundlage eine Reihung der Jährlichkeiten historischer Hochwasser und der größten Hochwasser der systematischen Beobachtungsreihe vorzunehmen (GRÜNEWALD 2007, DWA 2008). Voraussetzung für eine derartige Verwendung historischer Hochwasser ist die Annahme, dass über den gesamten Zeitraum ähnliche Hochwasserprozesse wirksam waren, also Homogenität vorliegt oder durch Homogenisierung erreicht werden kann (siehe 3.4). Es ist zum Beispiel möglich, dass historische Hochwasser vermerkt wurden, bei denen durch Eisstau extrem hohe Wasserstände auftraten, die zugehörigen Abflüsse aber relativ gering waren. Solche Ereignisse sollten dann nicht verwendet werden. Saisonale Verschiebungen im Auftreten von Hochwasserereignissen (z. B. durch Veränderung der Häufigkeit von

Schneesmelzhochwassern) sind durch die Klimavariabilität möglich. Dies schließt die Verwendung der historischen Hochwasser nicht aus, sollte aber, wenn möglich, zum Beispiel durch eine saisonale Analyse in zum Beispiel einer typbasierten Statistik berücksichtigt werden.

Um historische Hochwasser in die statistische Analyse einzubeziehen, gibt es mehrere Möglichkeiten. Unter Umständen ist es möglich, zunächst deren Scheitelabflüsse zu rekonstruieren. Dies kann näherungsweise durch hydraulische Berechnungen auf Basis der verfügbaren Wasserstandsangaben erfolgen. Da das Abflussprofil in der Regel zwischenzeitlichen Veränderungen unterlag, beinhalten die Ergebnisse wesentliche Ungenauigkeiten. Die präzise Angabe der Durchflüsse ist für die Untersetzung der Hochwasserwahrscheinlichkeiten jedoch weniger von Bedeutung. Entscheidend ist die Einordnung der großen Ereignisse der systematischen Beobachtungsreihe innerhalb eines erweiterten Betrachtungszeitraums, dessen Beginn durch das erste bekannte historische Hochwasser bestimmt wird.

Bei allen rechnerischen Verfahren zur Berücksichtigung historischer Hochwasser ist ein Schwellenwert vorzugeben. Die Überschreitungswahrscheinlichkeiten größer, über diesem Schwellenwert liegender Ereignisse, die in der systematischen Reihe auftraten, werden dann auf den Gesamtzeitraum der Betrachtung bezogen. Mit der Wahl dieses Schwellenwerts ist die Annahme verbunden, dass durch die vorhandenen historischen Hochwasser und die entsprechenden Höchstwerte der systematischen Beobachtungsreihe alle in der Vergangenheit aufgetretenen Überschreitungen des Schwellenwerts vollständig erfasst sind. Das heißt, dass die Anzahl der Jahre, in denen keine derartig großen Hochwasser aufgetreten sind, bekannt ist. Die Festlegung der Größe des Schwellenwerts hat für die Schätzung der Verteilungsfunktion unter Einbeziehung der historischen Hochwasser dabei eine größere Bedeutung als die Genauigkeit der rekonstruierten Höchstabflüsse.

Das Merkblatt empfiehlt zur Einordnung historischer Hochwasser die Ermittlung der *Plotting Positions* nach STEDINGER et al. (1992) und GEES (1997) (siehe auch BAYLISS & REED 2001). Dabei erhält jedes Hochwasser, das den Schwellenwert  $Q_0$  überschreitet, seine empirische Jährlichkeit entsprechend seiner Reihung im Gesamtzeitraum (dem Zeitraum mit systematischen Beobachtungen, erweitert um den Zeitraum zwischen dem ersten historischen Hochwasser und dem Beginn der systematischen Beobachtungsreihe) von  $n$  Jahren. Berücksichtigt werden nur die  $r$  größten Hochwasser oberhalb eines festzusetzenden Schwellenwerts  $Q_0$ :

$$P_e(Q > Q_0) = \frac{r}{n} \quad (16)$$

mit

- $P_e$  Wahrscheinlichkeit einer Überschreitung des Schwellenwerts  $Q_0$  im Gesamtzeitraum
- $Q_0$  Schwellenwert der großen Hochwasser
- $n$  Gesamter Zeitraum (in Jahren), vom ersten historischen Hochwasser bis zum Ende der systematischen Reihe
- $r$  Anzahl der Hochwasser über dem Schwellenwert  $Q_0$  in der Gesamtreihe von  $n$  Jahren

Damit ergibt sich

$$P_i = \frac{i}{r+1} \cdot \frac{r}{n} \quad \text{mit } i = 1, \dots, r \quad (17)$$

mit

- $P_i$  Überschreitungswahrscheinlichkeit des Werts mit der Rangzahl  $i$  innerhalb aller Überschreitungen, bezogen auf den Gesamtzeitraum
- $i$  Rangzahl der einzelnen Hochwasser in der Reihe der Überschreitungen des Schwellenwerts (das größte Hochwasser erhält den Rang 1)

Auch hier ist wie bei der Anwendung der in Abschnitt 4.2 beschriebenen *Plotting Positions* zu berücksichtigen, dass die maximal geschätzte Jährlichkeit von dem historischen Zeitraum abhängt und somit mit Unsicherheit einhergeht.

Ein Beispiel für die Anwendung des Verfahrens ist in Tabelle 5 und Bild 14 gezeigt. Für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde in Sachsen ist bekannt, dass im Jahr 1433 ein extremes Hochwasser aufgetreten ist, dessen Abfluss allerdings nicht rekonstruiert und somit in seiner Relation zu anderen Ereignissen nicht eingeordnet werden konnte. Es wird jedoch davon ausgegangen, dass in den Folgejahren alle außergewöhnlich großen Hochwasser registriert wurden, womit der Startpunkt der Gesamtreihe auf 1434 festgelegt ist. Vor Beginn der systematischen Beobachtungsreihe (1910 bis 2020) sind historische Hochwasser mit rekonstruierten Scheitelabflüssen in den Jahren 1573 ( $HQ = 1.050 \text{ m}^3/\text{s}$ ), 1771 ( $HQ = 900 \text{ m}^3/\text{s}$ ), 1858 ( $HQ = 870 \text{ m}^3/\text{s}$ ) und 1897 ( $HQ = 435 \text{ m}^3/\text{s}$ ) aufgetreten. Der zu betrachtende Gesamtzeitraum (1434 bis 2020) umfasst somit 587 Jahre.

Aus der systematischen Reihe liegen drei Jahreshöchstabflüsse in einem Bereich um  $1.000 \text{ m}^3/\text{s}$  vor: 2013 ( $HQ = 1.010 \text{ m}^3/\text{s}$ ), 2002 ( $HQ = 1.000 \text{ m}^3/\text{s}$ ) und 1954 ( $HQ = 915 \text{ m}^3/\text{s}$ ). Der nächstkleinere Hochwasserscheitel ( $HQ = 630 \text{ m}^3/\text{s}$ ) trat 1975 auf. Die Wahl des Schwellenwerts, der die extremen („historischen“) Hochwasser von den „gewöhnlichen“ Hochwassern trennt, ist nunmehr dem Bearbeiter überlassen. Das kleinste rekonstruierte Hochwasser vor Beginn der systematischen Beobachtungen (1897) hatte einen Scheitelabfluss von ( $435 \text{ m}^3/\text{s}$ ). Dieser Wert wird in der Reihe 1910 bis 2020 siebenmal innerhalb der 111 Beobachtungsjahre überschritten. Aufgrund dieser Häufigkeit stellt eine derartige Überschreitung somit kein sehr seltenes oder außergewöhnliches Ereignis dar. Damit wäre die Annahme, dass alle Überschreitungen eines derartigen Scheitelabflusses seit 1434 bekannt sind, unplausibel. Setzt man, dieser Überlegung folgend, den Schwellenwert auf  $Q_0 = 800 \text{ m}^3/\text{s}$ , so ergeben sich  $r = 6$  Ereignisse über  $Q_0$ , von denen drei in der systematischen Reihe und drei in der historischen Reihe auftraten. Durch die Einstufung als außergewöhnliche Hochwasser verändert sich die Zuordnung der Jährlichkeiten der drei Ereignisse der systematischen Reihe (das heißt, der Hochwasser 1954, 2002 und 2013) wie in Tabelle 5 und Bild 14 ersichtlich.

**Tabelle 5: Hochwasser, die einen Schwellenwert von  $800 \text{ m}^3/\text{s}$  überschreiten, und deren empirische Jährlichkeit, bezogen auf den Zeitraum 1434 bis 2020 für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde**

Zugehörigkeit zur Reihe	Jahr	Abfluss ( $\text{m}^3/\text{s}$ )	Rangzahl systematische Reihe	Jährlichkeit $T$ systematische Reihe	Rangzahl Gesamtreihe	Jährlichkeit $T$ Gesamtreihe
Historisch	1573	1.050			1	685
Systematisch	2013	1.010	1	112	2	342
Systematisch	2002	1.000	2	56	3	228
Systematisch	1954	915	3	37	4	171
Historisch	1771	900			5	137
Historisch	1858	870			6	114

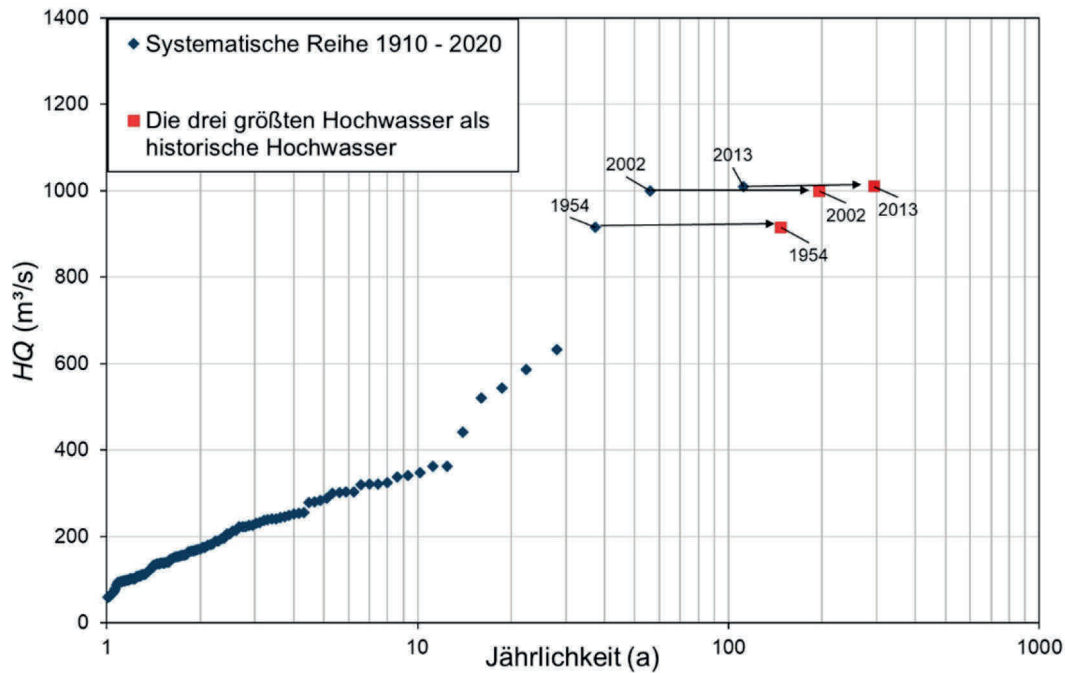


Bild 14: Historische Hochwasser am Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde innerhalb der systematischen Reihe 1910 bis 2020 (Schwellenwert:  $800 m^3/s$ ) und Veränderung der zugeordneten Jährlichkeiten

Ein Vergleich der Jährlichkeiten der nahezu gleich großen Hochwasserscheitelabflüsse 2002, 2003 und 1573 zeigt die Problematik der Zuordnung empirischer Jährlichkeiten. Berücksichtigt man die Unsicherheiten der Ermittlung der Hochwasserscheitelwerte, so sind die drei Scheitel nahezu gleich groß. Im Gesamtzeitraum von 587 Jahren wird ein Scheitelabfluss von etwa  $1.000 m^3/s$  somit dreimal überschritten, was einer empirischen Jährlichkeit von 196 Jahren entspricht (zum Vergleich: nach der Schätzung von STEDINGER et al. (1992) von 228 Jahren). Bei derart ähnlichen Scheitelabflusswerten sollte die jeweils höchste Überschreitungswahrscheinlichkeit (das heißt die niedrigste Jährlichkeit in der Gruppe) für jeden Hochwasserscheitel innerhalb dieses Unsicherheitsbereichs verwendet werden.

Zur Einbeziehung historischer Hochwasser mit geschätzten Scheitelabflüssen in die Anpassung von Verteilungsfunktionen kann das Verfahren der partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente (PPWM; SCHUMANN 2007) verwendet werden (siehe Anhang H). Dabei wird davon ausgegangen, dass durch die vorliegenden größten Hochwasserscheitel alle Ereignisse, die größer als der gewählte Schwellenwert sind, erfasst wurden, wogegen die kleineren Jahreshöchstabflüsse nur in der systematischen Beobachtungsreihe vorliegen. Das Verfahren der partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente geht nun davon aus, dass die Hochwasser des systematischen Beobachtungszeitraums auch repräsentativ für die Hochwasser unterhalb des gewählten Schwellenwerts innerhalb der historischen Periode sind. Diese Annahme ist jedoch hydrologisch nicht immer begründet. Details zu diesem Verfahren sind in Anhang H zu finden. Bild 15 zeigt die resultierende Veränderung der Verteilungsfunktion für den Pegel Wechselburg1/Zwickauer Mulde. Eine besondere Bedeutung kommt beim PPWM-Verfahren (und nahezu jedem anderen Verfahren, welches historische Hochwasser berücksichtigt) der Wahl des Schwellenwerts zu, welcher maßgeblich die resultierenden Hochwasserwahrscheinlichkeiten beeinflusst. Ein zu kleiner Schwellenwert führt dazu, dass eventuell nicht alle historischen Hochwasser erfasst werden, da zu kleineren Hochwassern keine Aufzeichnungen vorliegen. Ein zu großer Schwellenwert hingegen führt zu einer zu kleinen Stichprobe der Ereignisse über dem Schwellenwert.

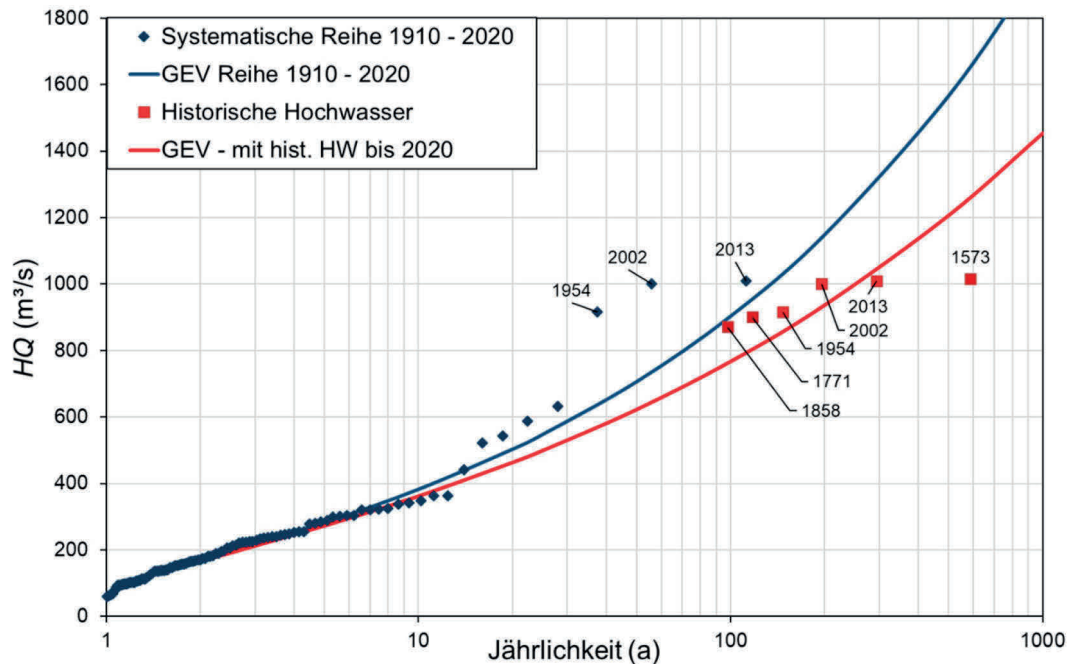


Bild 15: Ergebnisse der Anwendung des in Anhang H dargestellten Verfahrens der partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente zur Einbeziehung historischer Hochwasser in die statistische Analyse für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde

#### EMPFEHLUNG:

Es wird empfohlen, historische Hochwasser zu berücksichtigen, wenn derartige Abflussdaten verfügbar oder rekonstruierbar sind. Allerdings ist die Qualität dieser Daten kritisch zu überprüfen, um gegebenenfalls zeitliche Veränderungen der Abflussbedingungen zu berücksichtigen. Der Wahl des Schwellenwerts bei den Verfahren zur Berücksichtigung historischer Hochwasser sollte mehr Augenmerk geschenkt werden als der genauen Angabe der Abflusswerte der historischen Hochwasser. Maßgebend für die Anpassung der empirischen Wahrscheinlichkeiten der größten Hochwasser aus der systematischen Beobachtungsreihe ist deren Rang innerhalb des Kollektivs der über dem Schwellenwert liegenden historischen Ereignisse.

### 5.3 Einordnung des Zeitraums der Beobachtungsreihe

Die Entwicklung der Pegelnetze ist oftmals durch eine Abfolge verschiedener Ausbaustufen gekennzeichnet, da insbesondere nach größeren Hochwasserereignissen der Bedarf an Abflussdaten besonders deutlich wird. Im Ergebnis werden die Messnetze häufig durch zusätzliche Pegel verdichtet. Damit fehlen allerdings in kürzeren Beobachtungsreihen oftmals extreme Hochwasser. Es besteht die Möglichkeit, durch den Vergleich der kurzen Hochwasserreihe an einem Zielpiegel mit längeren Reihen an Nachbarpegeln mit vergleichbar großem Einzugsgebiet eine zeitliche Informationserweiterung durchzuführen. Dafür werden jene Pegel ausgewählt, bei denen möglichst viele Hochwasser durch gleiche Prozesse ausgelöst worden sind. Dies kann angenommen werden, wenn am Nachbarpegel möglichst viele Hochwasser am gleichen Tag (bzw. am Vortag oder Tag danach) wie am zu untersuchenden Pegel beobachtet wurden, wodurch zumindest ein Hinweis auf gleiche meteorologische Ursachen gegeben ist. Außerdem sollte die Relation zwischen den beobachteten Hochwasserereignissen zum gleichen Auftretszeitpunkt und dem mittleren Hochwasserabfluss im Gebiet ähnlich sein, das heißt, das gleiche meteorologische Ereignis sollte in beiden Gebieten Hochwasser gleicher Größenordnung auslösen. Sind diese Voraussetzungen für möglichst viele Ereignisse erfüllt, können die statistischen Eigenschaften von der längeren Reihe auf die kürzere Reihe übertragen werden. Klassischerweise werden in diesem Fall Varianz und Schiefe und gegebenenfalls der Mittelwert korrigiert. Formalisierte Verfahren zur Korrektur kurzer Reihen sind zum Beispiel in INSTITUTE OF HYDROLOGY

(1999) zu finden, doch sollte die Gültigkeit im Einzelfall überprüft werden. Die Stichprobenmomente sind jedoch stark durch einzelne Ereignisse beeinflusst und deren Korrektur weist somit hohe Unsicherheiten auf. Daher wird empfohlen, stattdessen die L-Momente zu korrigieren.

Als Beispiel sind in Bild 16 die beobachteten jährlichen Hochwasserscheitel am Sehma-Pegel Annaberg 1 mit 24 Beobachtungsjahren dargestellt. Im Nachbargebiet des Pegels Tannenberg an der Zschopau traten die meisten Jahres-HQ-Werte zum gleichen Termin auf. Auffällig bei beiden Zeitreihen ist das Ereignis im Jahr 2002, welches deutlich größer als die übrigen beobachteten Hochwasserscheitel ist und somit gerade die Schätzung auf Basis der kurzen Reihe in Annaberg 1 stark beeinflusst. Die längere Reihe in Tannenberg erlaubt es nun, die Beobachtungen in Annaberg 1 einzuordnen (Tabelle 6). Vor 1998 sind in Tannenberg mehrfach größere Ereignisse aufgetreten, welche das Hochwasser 2002 in Relation setzen. Die L-Schiefe (das heißt  $l_3 / l_2$ ) über den gesamten Zeitraum beträgt deshalb etwa 75 % der L-Schiefe für den Zeitraum von 1998 bis 2021. Auf Basis dieser Befunde wird deshalb angenommen, dass die L-Schiefe der Grundgesamtheit für Annaberg 1 auch etwa 25 % kleiner ist als die L-Schiefe im Zeitraum von 1998 bis 2021. Bei linearer Übertragung der Unterschiede ergeben sich die statistischen Merkmale am Pegel Annaberg 1 wie in Tabelle 6 dargestellt. Diese korrigierten L-Momente bilden dann die Basis für die Parameterschätzung.

Tabelle 6: Momente der Reihe der jährlichen Hochwasserabflüsse der Pegel Annaberg 1 ( $A_E = 48,7 \text{ km}^2$ ) und Tannenberg ( $A_E = 91,1 \text{ km}^2$ ).

	$MHQ \text{ (m}^3/\text{s)} = l_1$	$l_2$	$l_3$	L-Schiefe ( $t_3 = l_3 / l_2$ )
Annaberg 1 (1998 bis 2021)	9,261	3,494	1,639	0,469
Tannenberg (1998 bis 2021)	18,837	6,395	3,572	0,559
Tannenberg (1960 bis 2021)	15,295	4,366	1,826	0,418
Relation Tannenberg (1960 bis 2021) zu Tannenberg (1998 bis 2021)	0,812	0,683	0,511	0,749
Annaberg 1 (korrigiert)	7,519	2,385	0,838	0,351

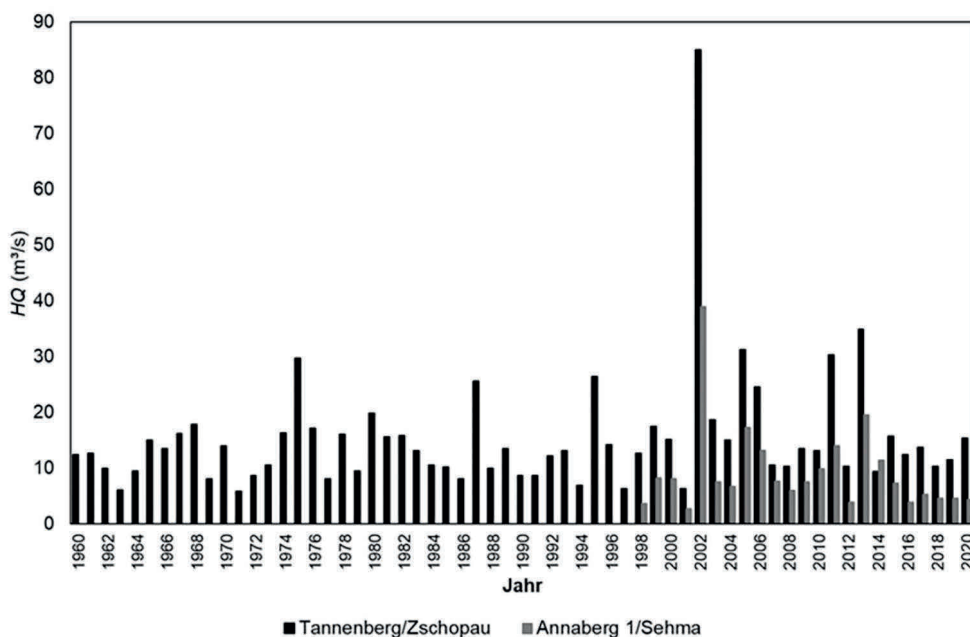


Bild 16: Beobachtete maximale jährliche Abflussscheitel der Sehma bei Annaberg und der Zschopau bei Tannenberg

**EMPFEHLUNG:**

Es wird empfohlen, die statistischen Eigenschaften einer kurzen Reihe denen einer vorliegenden und vergleichbaren längeren Reihe an einem Nachbarpegel mit vergleichbar großem Einzugsgebiet gegenüberzustellen und bei wesentlichen Unterschieden zwischen kurzem und langem Zeitraum zu korrigieren. Dies ist besonders dann sinnvoll, wenn in der längeren Reihe große Ereignisse vorhanden sind, für die in der kurzen Reihe keine Beobachtungen vorliegen.

## 6 Kausale Informationserweiterung

### 6.1 Vorbemerkungen

Bei der kausalen Informationserweiterung werden die Prozesse der Hochwasserentstehung in die hochwasserstatistische Analyse einbezogen. Damit können deren Ergebnisse interpretiert und plausibilisiert und die Aussagekraft der Statistik erhöht werden. Dabei sind maßgeblich die hochwasser-auslösenden Prozesse zu berücksichtigen, das heißt sowohl meteorologische als auch einzugsgebietsabhängige Faktoren, zum Beispiel durch eine Hochwassertypisierung (siehe 3.3.4). Ebenso können anthropogene Beeinflussungen der Hochwasser berücksichtigt werden. Die aus diesen Eigenschaften abgeleiteten Prozessinformationen können direkt zur Interpretation der hochwasserstatistischen Analyse genutzt werden, aber auch in Niederschlag-Abfluss-Modellen zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten Berücksichtigung finden. Mit Niederschlag-Abfluss-Modellen und langen Niederschlagsreihen als Eingangsgrößen lassen sich synthetische Abflussreihen berechnen, die dann als Grundlage für hochwasserstatistische Analysen dienen können.

### 6.2 Hochwasserstatistik unter Berücksichtigung der Hochwassergenese

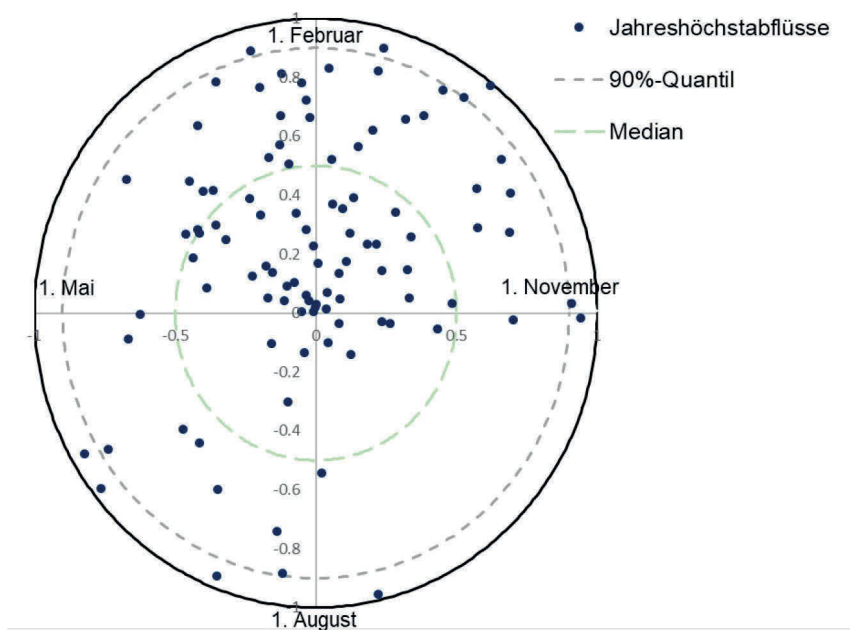
#### 6.2.1 Allgemeines

Bei Verwendung von Reihen der Jahreshöchstabflüsse oder der zugehörigen Füllen wird davon ausgegangen, dass alle Hochwasser derselben Grundgesamtheit entstammen, das heißt dieselbe Genese aufweisen (siehe 3.3). Dies ist jedoch oftmals nicht der Fall. Stattdessen können sich Entstehungsursachen deutlich unterscheiden, wie zum Beispiel bei Starkregen und Schneeschmelze (MERZ & BLÖSCHL 2003). Eine Analyse der Prozesse kann zum Beispiel mittels einer Hochwassertypisierung erfolgen. Diese Information zum hochwasserauslösenden Prozess sollte dann auch in der Hochwasserstatistik berücksichtigt werden. Dazu eignet sich die typbasierte Hochwasserstatistik. Liegen keinerlei Informationen zu den hochwasserauslösenden Prozessen vor, so kann vereinfachend eine saisonale Statistik angewendet werden.

#### 6.2.2 Saisonale Hochwasserstatistik

Je nach erforderlichem Detailierungsgrad liegen nicht immer ausreichend Informationen für eine Analyse der Entstehung eines Hochwasserereignisses vor. Vereinfachend wird daher davon ausgegangen, dass die Hochwasser sich jahreszeitlich unterscheiden, das heißt, in einzelnen saisonalen Abschnitten eines Jahres bestimmte Ereignistypen dominant sind und somit eine Differenzierung zwischen den Ereignistypen durch deren Einteilung nach dem jeweiligen Eintrittszeitpunkt im Kalenderjahr vorgenommen werden kann (SCHUMANN 2005; SIVAPALAN et al. 2005). Das bedeutet, die Hochwasser werden gemäß der Saison, in der sie auftreten, in verschiedene Stichproben aufgeteilt. Die Möglichkeiten der Differenzierung sind dabei allerdings beschränkt. So werden im Winterhalbjahr eher schneeschnmelzbeeinflusste Hochwasser auftreten, wohingegen im Sommerhalbjahr durch Regen ausgelöste Ereignisse dominieren. Es ist jedoch nicht auszuschließen, dass auch im Winter Regenhochwasser entstehen, die sich in Hinblick auf die große Anfangsfeuchte von den regenbedingten

Hochwassern im Sommer unterscheiden. Da außergewöhnlich große Hochwasser teilweise regional nur in einer bestimmten Saison in einem Einzugsgebiet auftreten, kann hier die saisonale Statistik genutzt werden, um derartige Hochwasser besser in der gemeinsamen Verteilung zu berücksichtigen. Eine Einschätzung, ob Saisonalität in den Hochwasserdaten vorliegt und somit eine saisonale Statistik notwendig wird, kann mit Hilfe des gewichteten Burn-Diagramms, einer Zirkularstatistik basierend auf den Scheiteleintrittsdaten, vorgenommen werden (Bild 17 und Anhang G.2). So ist in Bild 17 am Beispiel der Daten des Pegels Marienthal deutlich zu erkennen, dass ein Großteil der Jahreshöchstabflüsse im Zeitraum November bis April (obere Kreishälfte) aufgetreten ist. Nur wenige Jahreshöchstabflüsse stammen aus den Monaten Mai bis August. Unter diesen sind allerdings einige sehr große Hochwasser (nahe am Einheitskreis). Die Jahreshöchstabflüsse sind also sehr ungleichmäßig über die verschiedenen Saisons verteilt. Zudem treten die großen Hochwasser in unterschiedlichen Saisons auf. In einem solchen Fall wird empfohlen, eine saisonale Statistik anzuwenden oder im Falle einer ausreichenden Datenbasis die typbasierte Statistik.



**Bild 17: Wahrscheinlichkeitsgewichtetes Kreisdiagramm der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen (Erläuterung zur Grafik in Anhang G)**

Theoretisch können beliebig viele Teilstichproben  $1, \dots, m_s$  für  $m_s$  verschiedene Saisons gebildet werden. Praktisch ist jedoch eine Unterteilung in mehr als vier Saisons nicht sinnvoll, da die Stichproben sonst untereinander Abhängigkeiten aufgrund einer Vermischung von Hochwassergenesen und zusätzlich in Hinblick auf die erforderlichen zeitlichen Abstände unabhängiger Ereignisse aufweisen können. Generell wird aufgrund der Datenverfügbarkeit häufig lediglich zwischen Sommer- und Winterhochwassern unterschieden, das heißt,  $m_s = 2$ .

Im Folgenden wird die allgemeine statistische Verteilung für eine beliebige Anzahl Saisons  $m_s$  vorgestellt. In der praktischen Anwendung kann dann  $m_s$  gemäß der Anzahl vorhandener Saisons gewählt werden. Das Verfahren wird für Hochwasserscheitel  $Q_i$  dargestellt, wobei analog auch die Hochwassersfüllen  $S_i$  verwendet werden können.

Angenommen, es liegt eine Stichprobe von Hochwasserscheitelabflüssen vor: Diese Hochwasserscheitel werden anhand des Datums des Scheiteleintritts in  $m_s$  verschiedene Saisons aufgeteilt. Es wird jeweils der größte Hochwasserscheitel pro Saison und Jahr einer Teilstichprobe zugeordnet, sodass  $m_s$  verschiedene Teilstichproben  $Q_1^{(j)}, \dots, Q_n^{(j)}, j = 1, \dots, m_s$ , der Länge  $n$  Jahre mit saisonalen Höchstabflüssen erhalten werden. In diesen Teilstichproben müssen nicht automatisch ausschließlich Hochwasser enthalten sein, da nicht davon ausgegangen werden kann, dass in jeder Saison Hochwasser auftreten. Daher sollte ein Schwellenwert zur Charakterisierung von Hochwassern angewendet werden (siehe 3.3). Dieser kann saisonal variieren, das heißt, für jede Saison  $j$  existiert ein spezifischer

Schwellenwert  $u_j, j = 1, \dots, m_s$ . An die saisonalen Höchstabflüsse über dem Schwellenwert  $Q_i^{(j)} \geq u_j$  wird dann pro Saison eine Verteilungsfunktion  $F_j$  angepasst. Die empirischen Unterschreitungswahrscheinlichkeiten  $P_{u,j}$  der Schwellenwerte ergeben sich aus der Anzahl der saisonalen Höchstabflüsse in Saison  $j$ , welche kleiner als der Schwellenwert  $u_j$  sind, geteilt durch die Anzahl an Beobachtungsjahren  $n$ . Mittels  $P_{u,j}$  kann die Verteilungsfunktion  $F_j$  korrigiert und die Verwendung des Schwellenwerts berücksichtigt werden:

$$F_j'(x) = p_{u,j} + (1 - p_{u,j}) \cdot F_j(x) \quad (18)$$

Die gemeinsame Verteilung aller Hochwasser aus allen Saisons ergibt sich dann aus der Mischverteilung durch Multiplikation der korrigierten Verteilungsfunktionen (FISCHER et al. 2016, FISCHER & SCHUMANN 2017):

$$F_a(x) = \prod_{i=1}^{m_s} F_i'(x) \quad (19)$$

Mittels  $F_a$  kann dann wie zuvor die Unterschreitungswahrscheinlichkeit oder Jährlichkeit eines Hochwasserereignisses berechnet werden (Abschnitt 4). Durch Bildung der inversen Funktion können analog auch die Hochwasserquantile bestimmt werden, wozu jedoch kein analytischer Ausdruck existiert.

Für eine Unterteilung in Sommer- und Winterhochwasser ( $m_s = 2$ ) ergibt sich daraus die Mischverteilung

$$F_a(x) = (p_{u,\text{Sommer}} + (1 - p_{u,\text{Sommer}}) \cdot F_{\text{Sommer}}(x)) \cdot (p_{u,\text{Winter}} + (1 - p_{u,\text{Winter}}) \cdot F_{\text{Winter}}(x)) \quad (20)$$

Zumeist wird die GEV-Verteilung mittels L-Momentenschätzung an die saisonalen Maxima angepasst, wobei jedoch auch jede andere Kombination der hier vorgeschlagenen Verteilungsfunktionen und Parameterschätzungen möglich ist.

Bild 18 zeigt beispielhaft die saisonalen Verteilungen für Sommer und Winter am Pegel Marienthal/Regen. Es ist deutlich der steilere Verlauf der Verteilung der Sommerhochwasser zu sehen, welcher dann auch die Quantile hoher Jährlichkeiten der Mischverteilung beeinflusst. Dies deutet darauf hin, dass im Sommer größere Hochwasser als im Winter zu erwarten sind. Die Winterhochwasser hingegen definieren die Quantile bis zu einer Jährlichkeit von ca. 30 Jahren. Die Verteilung der Jahreshöchstabflüsse kann die Hochwasser großer Jährlichkeit im Sommer aufgrund der Durchmischung nicht wiedergeben.

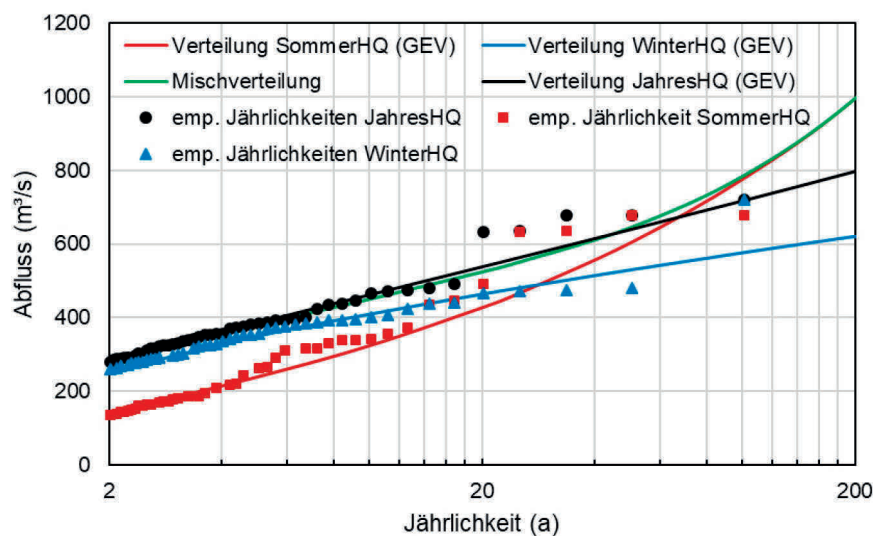


Bild 18: Saisonale Verteilung für Sommer- und Winterhochstabflüsse, Mischverteilung beider Saisons sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse (GEV/ L-Momente) am Pegel Marienthal/Regen

### 6.2.3 Typbasierte Hochwasserstatistik

Bei einer ausreichenden Datengrundlage können Hochwasser aufgrund ihrer Genese in Hochwassertypen klassifiziert werden (siehe 3.3.4). Insbesondere in Einzugsgebieten mit einer großen Durchmischung der Jahreshöchstabflüsse hinsichtlich der Hochwassertypen kann eine typbasierte Statistik von Vorteil sein. Beispielsweise kann es vorkommen, dass ein Hochwassertyp für nahezu alle großen Hochwasser verantwortlich ist. In den Jahreshöchstabflüssen wird die Bedeutung dieses Hochwassertyps für die Statistik aber eventuell durch viele kleine und mittlere Hochwasser eines anderen Typs abgeschwächt. Die Aufteilung in Hochwassertypen erlaubt eine getrennte statistische Analyse der einzelnen Hochwassertypen und vermeidet die durch unterschiedliche Genese bedingte Inhomogenität der Stichprobe (TODOROVIC & ROUSSELLE 1971, WAYLEN & WOO 1982). In einem Mischungsmodell werden die einzelnen Typverteilungen dann wieder zusammengeführt, um eine Aussage für alle Hochwasser an einem Pegel treffen zu können (FISCHER 2018, YAN et al. 2019). Die Idee ist analog zur saisonalen Statistik, wobei jedoch bei der typbasierten Statistik deutlich mehr Informationen in die Statistik einfließen. Es werden zum Beispiel explizit die Hochwasserentstehungsprozesse berücksichtigt. Zusätzlich können mittels der typbasierten Statistik auch die zum Hochwasserquantil zugehörigen Volumina und Ganglinien bestimmt und eine Wahrscheinlichkeit für das Auftreten eines solchen Hochwasserereignisses pro Typ bestimmt werden. Ein wesentlicher Unterschied zur saisonalen Statistik besteht in der Verwendung von partiellen Serien anstelle von (saisonalen) Maxima. Eine detaillierte Einführung in typbasierte Hochwasserstatistik findet sich in FISCHER & SCHUMANN (2023b).

Es werden  $m_t$  verschiedene Hochwassertypen betrachtet und für jeden Hochwassertyp eine Stichprobe mit allen separierten Hochwasserscheiteln (siehe 3.3) dieses Typs,  $Q_{1;j}, \dots, Q_{n;j}$ ,  $j = 1, \dots, m_t$ , erstellt. Die Teilstichproben müssen nicht denselben Stichprobenumfang aufweisen. Anschließend wird ein typspezifischer Schwellenwert  $u_j$  definiert, welcher die Hochwasser charakterisiert. Dieser Schwellenwert kann für die verschiedenen Hochwassertypen sehr unterschiedlich ausfallen und dient dazu, nur die Hochwasserscheitel in die Statistik aufzunehmen, die tatsächlich zu einem Hochwassertyp gehören. Weitere Erläuterungen zur Wahl des Schwellenwerts werden weiter unten ausgeführt. Für jeden Typ wird separat eine Verteilungsfunktion an die Hochwasserscheitel über dem Schwellenwert  $Q_{i;j} > u_j$  des jeweiligen Typs angepasst. Es empfiehlt sich, dafür die Generalisierte Pareto-Verteilung (GPD; siehe 4.3.2) zu verwenden, welche sich besonders für partielle Serien eignet. Dadurch ergeben sich  $m_t$  typspezifische Verteilungsfunktionen  $G_j(x; \theta_j, u_j)$  mit typspezifischen Parametersätzen  $\theta_j = (\kappa_j, \beta_j)$ ,  $j = 1, \dots, m_t$ . Auch in diesem Fall muss analog zur saisonalen Statistik die Wahrscheinlichkeit der Schwellenwertunterschreitung für jeden Typ berücksichtigt werden. Dazu wird eine Verteilungsfunktion, zum Beispiel die GEV, an alle Hochwasserscheitel eines Typs angepasst, sodass eine typspezifische Verteilung  $F_j$  erhalten wird. Anschließend wird der jeweilige Schwellenwert  $u_j$  in  $F_j$  eingesetzt, um die Unterschreitungswahrscheinlichkeit zu erhalten. Alternativ kann die Unterschreitungswahrscheinlichkeit des Schwellenwerts auch empirisch (analog zur saisonalen Statistik) bestimmt werden.

Das Mischungsmodell für das gesamte Jahr und alle Hochwassertypen ergibt sich dann durch die Multiplikation der einzelnen typspezifischen Verteilungen (FISCHER 2018) zum sogenannten typbasierten Mischungsmodell partieller Serien (TMPS)

$$F_a(x) = \prod_{j=1}^{m_t} [G_j(x; \theta_j, u_j)(1 - F_j(u_j)) + F_j(u_j)] \quad (21)$$

Die jährlichen Verteilungen einzelner Hochwassertypen können analog zum Poisson-Pareto-Modell (siehe 4.3.2) bestimmt werden, indem die typspezifische GPD mit der Poisson-Verteilung für die Wahrscheinlichkeit der Überschreitung des Schwellenwerts des jeweiligen Typs kombiniert wird

$$F_{j;a}(x) = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\lambda_j^k}{k!} e^{-\lambda_j} (G_j(x))^{k-1} \quad (22)$$

Der oben genannte Schwellenwert für die Hochwasserereignisse des jeweiligen Typs  $u_j$  wird analog zu 3.3.2 gewählt. Dazu kann zum Beispiel das Dreifache des gewichteten Mittels der mittleren

Monatsabflüsse verwendet werden. Die Gewichte entsprechen der relativen Häufigkeit des jeweiligen Typs  $j$  im entsprechenden Monat:

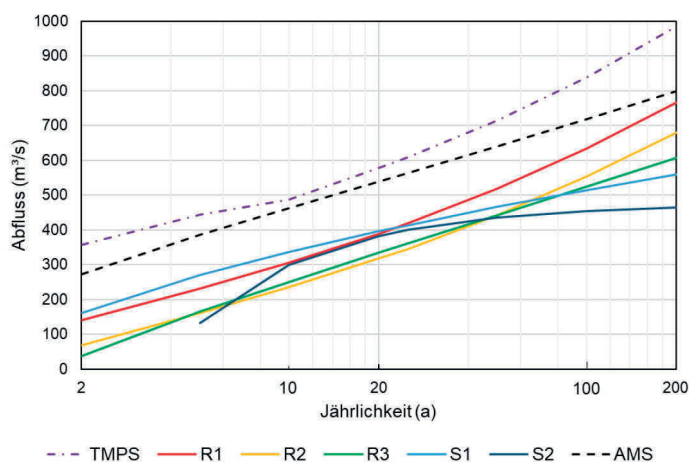
$$u_j = 3 \cdot \sum_{m=1}^{12} \{MQ(m) \cdot \omega_j(m)\} \quad (23)$$

mit

$$\omega_j(m) = \frac{\text{\#Hochwasser vom Typ } j \text{ in Monat } m}{\text{\#Hochwasser vom Typ } j}$$

Mittels der Mischverteilung  $F_a$  können analog zur Scheitelstatistik Hochwasserquantile für gegebene Jährlichkeiten bestimmt werden. Auch für diese Verteilung kann, wie bei der saisonalen Statistik, keine analytische Form der Quantilsfunktion bestimmt werden. Hochwasserquantile sind folglich durch numerische Optimierung zu schätzen, wozu für Stützstellen (vorgegebene Abflusswerte) für jede typbasierte Verteilung die zugehörige Unterschreitungswahrscheinlichkeiten berechnet werden und dann durch die Multiplikation dieser typspezifischen Wahrscheinlichkeiten nach Gleichung (21) die zugehörige Wahrscheinlichkeit des TMPS-Ansatzes zu bestimmen ist. Die Anpassung einer analytischen Funktion an die Stützstellen ist nicht zu empfehlen. Stattdessen ist zwischen den Stützstellen durch Suchalgorithmen der gesuchte Abflusswert zu gegebener Jährlichkeit zu ermitteln. Zusätzlich kann durch Anwendung des Poisson-Modells mittels Gleichung (22) für die einzelnen Hochwassertypen noch bestimmt werden, wie wahrscheinlich ein solcher Hochwasserscheitel für einen bestimmten Hochwassertyp ist. Dies erleichtert die wasserwirtschaftliche Planung und die Steuerung von Talsperren.

In Bild 19 ist die Mischverteilung für den Pegel Marienthal/Regen dargestellt. Im Vergleich zu der klassischen Statistik der Jahreshöchstabflüsse mittels GEV und L-Momenten (AMS), sieht man insbesondere Abweichungen für Jährlichkeiten ab 50 Jahren. Ab diesem Bereich übertreffen die Hochwasserquantile des TMPS-Modells die des AMS-Modells. Den Grund dafür kann man aus den einzelnen Typ-Verteilungen ablesen. Insbesondere die Starkregen-Hochwasser (R1) und die Hochwasser ausgelöst durch langandauernden Niederschlag (R2) steigen für Jährlichkeiten ab 50 Jahren stark an. Dies wirkt sich direkt auf das TMPS-Modell aus. Die Regen-auf-Schnee Hochwasser (S1) und die Schneeschmelz-Hochwasser (S2) sind hingegen nicht relevant für den rechten Rand (flache Verteilungsfunktion), sondern definieren den linken Rand für Jährlichkeiten bis ca. 10 Jahren. Von Unterbrechungen gekennzeichnete Dauerregen (R3) besitzt für den Verlauf der Mischverteilung nur eine untergeordnete Bedeutung. In den Jahreshöchstabflüssen werden diese Typen durchmischt, sodass ein Ausgleich zwischen den Quantilen erreicht wird, was zu einer geringeren Schätzung für große Jährlichkeiten führt. Eine genaue Erläuterung dieses Beispiels mit Rechenwegen findet sich im Themenband „Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552“ (DWA 2025). Weitere Informationen können zudem SPATE (2023) entnommen werden.



**Bild 19:** TMPS-Mischungsmodell und Typverteilungen sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse (AMS, GEV mit L-Momenten) für den Pegel Marienthal/Regen. Bezeichnung der Hochwassertypen analog zu Anhang F

Wird zudem eine ganglinienbasierte Hochwassertypologie verwendet, wie die im Anhang F vorgeschlagene Typisierung, so kann zusätzlich zum Hochwasserscheitel des  $HQ(T)$  auch ein typspezifisches Volumen berechnet werden. Dazu wird die mittlere, typspezifische Hochwasserzeitskala am jeweiligen Pegel verwendet, welche bereits zur Definition der Hochwassertypen verwendet wurde (Anhang F). Diese ist definiert als Quotient von Direktvolumen und Direktscheitel (in Stunden). Ist der Scheitel bekannt, wurde er also als Quantil über  $F_a$  für eine gegebene Jährlichkeit berechnet, so kann das zugehörige typspezifische Volumen direkt aus der Hochwasserzeitskala bestimmt werden.

Abschließend kann noch eine typspezifische Ganglinie statistisch simuliert werden. Mittels dieser Ganglinie kann die Auswirkung des Hochwassers, zum Beispiel auf einen Speicher, untersucht werden. Die Ganglinie wird mittels der Dichtefunktion einer Verteilung modelliert (FISCHER & SCHUMANN 2023a). Da sich die Ganglinien für die einzelnen Hochwassertypen stark unterscheiden, sollten verschiedene Verteilungen für verschiedene Hochwassertypen angewendet werden. Durch Starkregen ausgelöste Hochwasser oder Regen-auf-Schnee-Hochwasser weisen zum Beispiel eher eine rechtsschiefe Ganglinie auf, welche unter anderem durch die LogNormal-Verteilung modelliert werden kann (Bild 20a). Für Schneeschmelz-beeinflusste Hochwasser empfiehlt sich stattdessen eher eine symmetrische Verteilung, wie zum Beispiel die Cauchy-Verteilung (Anhang B). Bei Hochwassern, die durch Dauerregen oder Schneeschmelze ausgelöst werden, treten oftmals mehrere Scheitel auf. Diese Ganglinienform kann durch eine Mischverteilung zweier Verteilungen, zum Beispiel von zwei LogNormal-Verteilungen oder zwei Cauchy-Verteilungen, erhalten werden. Für die Gangliniensimulation werden neben dem Scheitel und dem Volumen noch zusätzlich die Anstiegs- und Rückgangszeit sowie der mittlere Basisabfluss pro Hochwassertyp benötigt. Anstiegs- und Rückgangszeit können dann bei der Optimierung im beobachteten Bereich (5%- bis 95%-Quantilsbereich) variiert werden, sodass ein Ensemble an möglichen Ganglinien pro Hochwassertyp simuliert wird (Bild 20b). Um die Plausibilität der einzelnen Ganglinien zu prüfen, ist dann mittels multikriterieller Entscheidungsfindung ein Ranking der simulierten Ganglinien zu erstellen. Dazu sollte die Übereinstimmung der simulierten Ganglinie mit jeder beobachteten Ganglinie hinsichtlich Anstiegszeit, Rückgangszeit und Schiefe als Kriterium dienen.

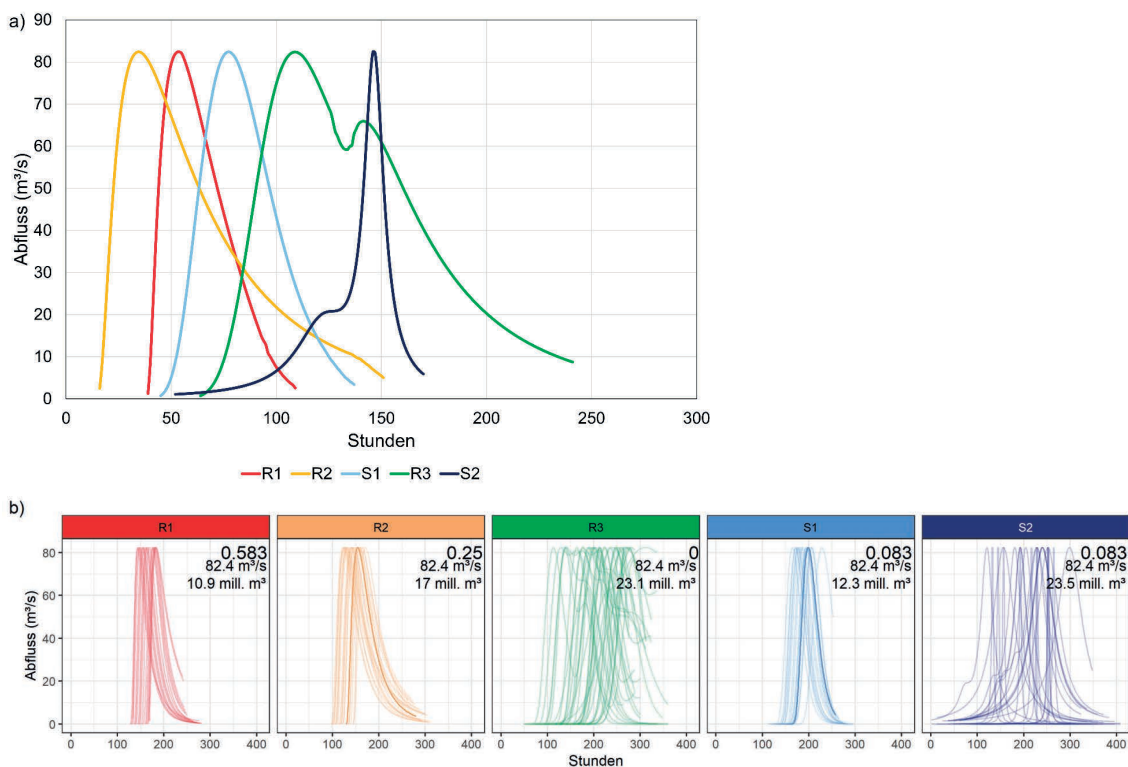


Bild 20: Beispiel für synthetische Ganglinien für verschiedene Hochwassertypen für das  $HQ(100)$  von  $83 \text{ m}^3/\text{s}$  am Pegel Achsheim/Schmutter a) mit mittleren Parametern für Anstiegs- und Rückgangszeit und b) mit einem Ensemble von Startparametern für Anstiegs- und Rückgangszeit. Die Zahlen in b) geben die Wahrscheinlichkeit jedes Typs für das  $HQ(100)$  an, den Hochwasserscheitel des  $HQ(100)$  sowie das zugehörige typ-spezifische Volumen (Quelle: nach FISCHER & SCHUMANN 2023a)

**EMPFEHLUNG:**

Es wird empfohlen, bei ausreichender Datengrundlage (siehe 3.3.4) die Hochwassertypen in separate Stichproben aufzuteilen und eine typbasierte Statistik anzuwenden. Auf dieser Basis sollten dann typspezifische Hochwasserwahrscheinlichkeitsszenarien erstellt werden. Sollte die Datengrundlage für eine typbasierte Statistik nicht ausreichen, sich jedoch deutliche Unterschiede in den Hochwasserstichproben zwischen den Saisons zeigen, sollte die saisonale Statistik angewendet werden. Dabei sollten maximal vier Saisons betrachtet werden.

## **6.3 Ereignisbasierte und kontinuierliche Niederschlag-Abfluss-Simulation mit deterministischen Modellen**

### **6.3.1 Allgemeines**

Bei der Niederschlag-Abfluss-Modellierung wird aus meteorologischen Größen – hauptsächlich aus dem Niederschlag – auf den Abfluss in einem oder auch mehreren Fließgewässerquerschnitten unter Nutzung von Gebietsinformationen und (mehr oder weniger physikalisch basierten) Prozessbeschreibungen geschlossen. Neben dem Merkmal „Hochwasserscheitel“ lassen sich mit der Niederschlag-Abfluss-Modellierung auch das Abflussvolumen und mögliche Formen der Abflussganglinie ermitteln, die zum Beispiel für die Bemessung von Rückhaltebauwerken wesentlich sind. Hierfür gibt es zwei Möglichkeiten:

Bei der ereignisbasierten Simulation werden Hochwasserereignisse auf Ereignisbasis mit Niederschlagssummen bestimmter Jährlichkeit simuliert. Allerdings bereitet die Einschätzung der Jährlichkeit der berechneten Abflussscheitel Schwierigkeiten. Üblicherweise wird angenommen, dass die Jährlichkeit des Bemessungsniederschlags der Jährlichkeit des berechneten Abflussscheitels entspricht (DVWK 1999), was jedoch nicht notwendigerweise der Fall ist (siehe 6.3.3 und BLÖSCHL 2007). Vergleiche der Ergebnisse der Niederschlag-Abfluss-Simulation mit weiteren Informationen zur Bestimmung und Verifizierung der Hochwasserwahrscheinlichkeiten tragen hier zur gegenseitigen Unterstützung bei. Hierzu zählen insbesondere die parallele Ermittlung von Hochwasserquantilen aus Beobachtungsreihen, ereignisbasierten Simulationen an benachbarten Pegeln, Methoden der räumlichen Informationserweiterung und der Vergleich der Modellannahmen mit den Ergebnissen von Ereignisanalysen extremer Hochwasser in benachbarten Einzugsgebieten.

Mit Hilfe von kontinuierlichen Abflusssimulationen können gemessene oder stochastisch generierte Niederschlagsreihen in langjährige Abflussreihen umgerechnet werden. Aus diesen werden – wie bei gemessenen Abflussreihen – die statistischen Eigenschaften der Hochwasser ermittelt (siehe 6.3.5 und z. B. SIVAPALAN et al. 2005). Für die kontinuierlichen Abflusssimulationen werden neben dem Niederschlag auch zahlreiche weitere hydrometeorologische Daten wie Temperatur, Windgeschwindigkeit etc. als Modellantrieb genutzt.

Bei stark anthropogen beeinflussten Einzugsgebieten (zum Beispiel bei signifikanten Beeinflussungen durch gesteuerte Rückhalteräume) ist der Einsatz von Niederschlag-Abfluss-Modellen zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten unumgänglich, da die Reihen der Hochwasserabflüsse nicht mehr stationär sind und im Fall einer Steuerung auch nicht mehr als Zufallsprozess verstanden werden können. Wenn eine Korrektur nicht möglich ist, muss eine statistische Analyse ausgeschlossen werden. In diesem Fall können flächendetaillierte Niederschlag-Abfluss-Modelle an den Zustand vor der anthropogenen Beeinflussung kalibriert und an die Hochwasserwahrscheinlichkeiten, die für diesen Zustand galten, angepasst werden. Dieses Modell kann dann genutzt werden, um für den Zustand mit anthropogener Beeinflussung Abflüsse definierter Häufigkeit zu ermitteln.

Die zeitliche Auflösung der Simulation sollte dem Zweck der Modellierung angepasst werden. Die mögliche Simulationsschrittweite hängt jedoch auch von der Verfügbarkeit der meteorologischen

Eingangsgößen ab. Bei einem Wechsel der Zeitschrittweite ist zu berücksichtigen, dass Modellparameterwerte dann anzupassen sind (z. B. Infiltrationsraten).

### 6.3.2 Hinweise zur Modellkalibrierung

Aufgrund beschränkter Kenntnis der hydrologischen Prozesse in einem Einzugsgebiet oder vereinfachten Prozessabbildungen in hydrologischen Modellen ist eine Validierung der Simulationsergebnisse und gegebenenfalls eine Kalibrierung mit Hilfe beobachteter Abflussereignisse (gegebenenfalls unter Hinzuziehung benachbarter Einzugsgebiete) unumgänglich. Hierbei sollte besonderes Gewicht auf die Nachbildungsgüte extremer Hochwasserereignisse gelegt werden. Dabei ist zu berücksichtigen, dass zur Kalibrierung von Abflussmodellen häufig nur Beobachtungen von kleinen und mittleren Hochwassern zur Verfügung stehen, aber auf extreme Ereignisse extrapoliert werden muss. Deswegen sollte bei der Modell- und Parameterwahl berücksichtigt werden, dass sich das Gebietsverhalten beim Übergang von Normal- zu Extremereignissen in aller Regel ändert. Bei Extremereignissen sind höhere Abflussanteile des Niederschlags und schnellere Abflussprozesse zu erwarten. In der Modellierung ist dies in zweifacher Richtung zu berücksichtigen:

- Eignung der Struktur des Modells zur Wiedergabe der Veränderung in den Abflussvorgängen sowie
- Einbeziehung unterschiedlich großer Ereignisse und Ereignisse unterschiedlicher Hochwassergenese in die Modellkalibrierung, um die Auswirkungen der Veränderungen im Abflussprozess auf die Modellstruktur und die Parameter zu erfassen (GUTKNECHT 2007).

Stehen keine Abflussdaten für die Modellkalibrierung zur Verfügung, muss auf alternative Methoden (Übertragung von Modellparametern aus ähnlichen Gebieten, Feldmessungen, Kalibrierung an Hochwasserjährlichkeiten, die aus Regionalisierungen abgeleitet wurden etc.) zurückgegriffen werden (BLÖSCHL 2005), wodurch aber die Aussagekraft der Niederschlag-Abfluss-Modellierung sinkt.

### 6.3.3 Definition der Jährlichkeit der berechneten Hochwasserscheitel bei der Einzelereignissimulation

Bei der Ereignissimulation wird zur Ermittlung von Hochwasserabflüssen einer definierten Wahrscheinlichkeit ein Niederschlag mit der gesuchten Wahrscheinlichkeit gewählt und dieser durch das Modell in ein Abflussereignis transformiert (DVWK 1999). Allerdings ist es dabei notwendig, eine Reihe von Annahmen zu treffen. So ist einem Ereignis eine Niederschlagssumme und Dauerstufe zuzuordnen und eine zeitliche und räumliche Verteilung des Niederschlags sowie die Anfangsfeuchte zu definieren. Die Wahl der Niederschlagshöhe erfolgt im Allgemeinen unter Verwendung einer statistischen Auswertung von Niederschlagsdaten. Dabei handelt es sich um sogenannte Niederschlags-Dauerhäufigkeits-Funktionen. Flächendeckend liegen diese Daten zum Beispiel für Deutschland im KOSTRA-Atlas für  $N(T \leq 100 \text{ a})$  vor, der im Projekt MUNSTAR grundlegend überarbeitet wurde (JUNGHÄNEL et al. 2022) und als KOSTRA-DWD 2020 verfügbar ist. Die Bereitstellung von  $N(T \geq 100 \text{ a})$  durch den DWD erfolgt durch die Praxisorientierten Extrem-Niederschläge (PEN, VERWORN & KUMMER 2006), die voraussichtlich bis Ende 2025 aktualisiert werden. Diese standardisierten Auswertungen können durch statistische Auswertungen langer Beobachtungsreihen von maximalen Niederschlägen im Untersuchungsgebiet ergänzt werden. Dies besitzt den Vorteil, auf die jeweilige lokale klimatologische Situation bei Extremereignissen im Gebiet eingehen zu können, wodurch die Aussagekraft der Ergebnisse verbessert wird.

Obwohl es üblich ist, die Jährlichkeit des Niederschlags gleich der Jährlichkeit des gesuchten Hochwasserscheitels zu wählen, stimmen diese beiden Jährlichkeiten im Allgemeinen nicht überein. Die

Relationen zwischen den Niederschlagssummen und den resultierenden Hochwasserscheitelabflüssen werden durch folgende Annahmen bestimmt:

- Die zeitliche Verteilung der Regenintensität im Niederschlagsereignis: Die Annahme anfangs- oder endbetonter Verteilungen bzw. einer gleichmäßigen Verteilung über die Regendauer, bewirken unterschiedlich hohe simulierte Scheitelabflüsse. Es wird daher empfohlen, die Simulation für mehrere Niederschlagsverteilungen und Dauerstufen hinsichtlich der resultierenden Scheitelabflüsse zu vergleichen.
- Die statistischen Auswertungen von Punktmessungen des Niederschlags sind nicht direkt auf die Fläche von Einzugsgebieten übertragbar. Die empfohlenen Flächenreduktionsfaktoren (z. B. VERWORN 2008 oder KIM et al. 2019) haben oftmals eine unzureichende empirische Grundlage und sollten die Art des Niederschlags (insbesondere den konvektiven Anteil) berücksichtigen. Die Annahme einer gleichmäßigen Überregnung des Gesamteinzugsgebiets und die Vernachlässigung der Zugrichtung des Niederschlagsfelds und etwaiger orographischer Effekte entspricht nicht den realen Bedingungen hochwasserauslösender Niederschläge.
- Die Bedeckung der Bodenoberfläche und die Vorfeuchtebedingungen modifizieren die Reaktion der Einzugsgebiete auf Niederschläge. Die Annahme von mittleren Vorfeuchtebedingungen ist statistisch insbesondere in eher niederschlagsarmen Regionen nicht begründet, da hier extreme Hochwasser oftmals nur bei höheren Vorfeuchten auftreten. Dieser Zusammenhang wurde, ebenso wie der hohe Einfluss der Bedeckung (und ihre jahreszeitliche Variation) auf die Abflussbildung auch in zahllosen Berechnungsversuchen und Einzugsgebietsstudien nachgewiesen. Aufgrund der komplexen, zeitlich variablen und nichtlinearen Zusammenhänge haben beide Einflüsse bis heute keinen Eingang in die ereignisbasierte Bemessungspraxis gefunden.

Neben den die Abflussbildung bestimmenden Parametern können extreme Ereignisse auch andere Parametrisierungen der Niederschlag-Abfluss-Modelle erfordern, zum Beispiel, um die Abflusskonzentration und die Retention im Gelände und im Gewässer zu beschreiben. Damit können einzugsgebietsspezifische Reaktionen, die wesentlich vom jeweiligen Hochwassertyp abhängen und insbesondere die Scheitel-Füllen-Verhältnisse maßgeblich beeinflussen, berücksichtigt werden.

#### 6.3.4 Kontinuierliche Niederschlag-Abfluss-Simulation

Durch die kontinuierliche Simulation über einen längeren Zeitraum (mehrere Jahrzehnte) können Abflussreihen ermittelt werden, die dann in ähnlicher Weise wie Beobachtungsreihen ausgewertet und hochwasserstatistisch analysiert werden können. Damit wird die Problematik der Anfangsbedingungen bei der Einzelereignissimulation wesentlich verringert. Diese Vorgehensweise erlaubt sowohl die Nutzung von längeren Beobachtungsreihen als auch von stochastisch (z. B. mit einem Niederschlagsgenerator) oder deterministisch (z. B. mit einem Klimamodell) generierten Zeitreihen meteorologischer Eingangsgrößen. Neben den Niederschlagszeitreihen werden auch meteorologische Größen, wie Temperatur und potenzielle Verdunstung, benötigt. Da kontinuierlich simulierende Modelle in der Regel auch den kompletten Bodenwasserhaushalt simulieren, sind hier vielfach zusätzlich auch differenziertere Bodendaten und Prozessabbildungen, zum Beispiel zur Unterscheidung verschiedener Abflusskomponenten, zur Berücksichtigung der Evapotranspiration oder der Schneeverhältnisse, erforderlich.

#### 6.3.5 Verwendung der Ergebnisse der Niederschlag-Abfluss-Modellierung

Niederschlag-Abfluss-Modelle sollten zur Absicherung beziehungsweise Stützung der statistisch berechneten Hochwasserquantile dann eingesetzt werden, wenn die beobachteten Abflussreihen nicht hinreichend aussagekräftig sind (zum Beispiel zu kurze oder nur bedingt stationäre Reihen oder unsichere bzw. nicht vorliegende Abflussmessungen). Die gegenseitige Verifizierung der Ergebnisse kann entweder über eine Simulation mit Variation der Parameter nach 6.3.4 und einem Ergebnisvergleich oder durch Anpassung des Niederschlag-Abfluss-Modells an die statistisch ermittelten  $HQ(T)$ -

Werte erfolgen. Ist eine derartige Anpassung mit plausiblen Modellparametern möglich, werden damit die Hochwasserstatistik und zugleich das Niederschlag-Abfluss-Modell gestützt. Dies gilt sowohl für die Pegelstandorte (Abschnitt 4) als auch für Querschnitte, für die aus Regionalisierungen Hochwasserwahrscheinlichkeiten ermittelt wurden (Abschnitt 7).

Falls Hochwasserabflüsse einer Jährlichkeit mit flächendetaillierten Niederschlag-Abfluss-Modellen im Rahmen von Einzelereignissimulationen an mehreren Pegeln ermittelt werden, sind je nach Laufzeitverhalten unterschiedliche Niederschlagsdauerstufen gleicher Auftretenswahrscheinlichkeit des Niederschlags zu verwenden. Gelingt hier eine auf der Basis des kalibrierten Modells flächenhaft gute Anpassung an die  $HQ(T)$ -Werte an den Pegeln und liegt ein ausreichend dichtes Pegelnetz vor, stützt dies die Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten im gesamten Einzugsgebiet. Das Niederschlag-Abfluss-Modell kann dann als Regionalisierungsgrundlage und zu Planungszwecken herangezogen werden.

Sind sehr große Jährlichkeiten gefragt und ist zu vermuten, dass bei diesen Ereignissen gegenüber den bisherigen Beobachtungen zusätzliche signifikante abflussbeeinflussende Faktoren eintreten (z. B. Deichüberströmungen mit großflächiger Retentionswirkung), sind Niederschlag-Abfluss-Modelle generell der Hochwasserstatistik vorzuziehen, da die geänderten Prozesse im Modell explizit abgebildet werden können. Je nach Ausmaß und Bedeutung der Überflutungen kann dann allerdings eine Kopplung von hydrologischen und 2D-hydrodynamischen Modellen erforderlich werden, da hydrologische Routingverfahren derartige Extremszenarien üblicherweise nur mit sehr hohen Unsicherheiten abbilden können.

**EMPFEHLUNG:**

Es wird empfohlen, Niederschlag-Abfluss-Modelle anzuwenden, wenn

- erhebliche anthropogene Veränderungen im Gebiet gegeben sind und durch das Modell berücksichtigt werden müssen,
- Abflüsse mit sehr großen Jährlichkeit zu bestimmen sind und
- die beobachtete Abflussreihe nicht hinreichend aussagekräftig ist.

Zusätzlich kann die Niederschlag-Abfluss-Modellierung zur Quantifizierung von Einflussfaktoren der Hochwasserentstehung dienen. Eine Kalibrierung und Validierung an Abflussdaten sollte stets erfolgen. Ist dies nicht möglich, erhöht sich die Unsicherheit wesentlich.

## 7 Räumliche Informationserweiterung

### 7.1 Vorbemerkungen

Durch eine regionale Hochwasseranalyse werden die Beobachtungswerte einer Region kombiniert, das heißt, die lokale Informationsbasis, die infolge der Reihenlänge begrenzt ist, wird durch die Einbeziehung von Nachbarpegeln erweitert. Durch den Vergleich der Hochwasserdaten innerhalb einer Region werden Unterschiede und Übereinstimmungen im Hochwasserregime zwischen den Teilgebieten ausgewiesen, die dann zur Ermittlung von Hochwasserabflüssen an unbeobachteten Querschnitten genutzt werden und zudem einen Beitrag zur gegenseitigen Absicherung der Hochwasserstatistik an einzelnen Pegeln beitragen können.

### 7.2 Abflussdiagramme und hydrologische Längsschnitte

Abflussdiagramme und hydrologische Längsschnitte stellen die Hochwasserverhältnisse bezogen auf Einzugsgebietsflächen oder Fließweglängen dar.

Abflussdiagramme beruhen auf der Annahme der doppeltlogarithmischen Beziehung zwischen Abfluss und Einzugsgebietsfläche. Gegeneinander aufgetragen werden hydrologische Hauptwerte – insbesondere die Scheitelabflüsse einer bestimmten Jährlichkeit – von Pegeln einer Region und ihre Einzugsgebietsflächen. Eine Ausgleichsfunktion entsprechend Gleichung (24) beschreibt den Zusammenhang (Bild 21).

$$HQ = b \cdot A_E^c \quad (24)$$

Ist das Hochwasserverhalten der Gebiete in einer Region ähnlich, so nehmen die Hochwasserabflüsse mit der Gebietsfläche in ähnlicher Weise zu. Durch den Vergleich der einzelnen Punkte bezüglich der Lage zur Ausgleichsgeraden im doppeltlogarithmischen Maßstab werden die relativen Unterschiede zwischen den Ergebnissen der pegelstatistischen Analysen zum Beispiel infolge unterschiedlicher Beobachtungszeiträume oder der Heterogenität des Gebiets deutlich. Damit kann anhand von Abflussdiagrammen eine regionale Differenzierung zwischen Einzugsgebieten mit ähnlichen Hochwasserverhältnissen erfolgen. Mit Hilfe der Abflusslinien ist eine, von der Einzugsgebietsfläche abhängige, Interpolation der Abflüsse auf unbeobachtete Gebiete möglich, sofern die Regressionsbeziehung eine zweckbezogen hinreichend geringe Reststreuung aufweist. Eine Extrapolation über den Flächenbereich der Eingangsdaten hinaus ist nicht zu empfehlen.

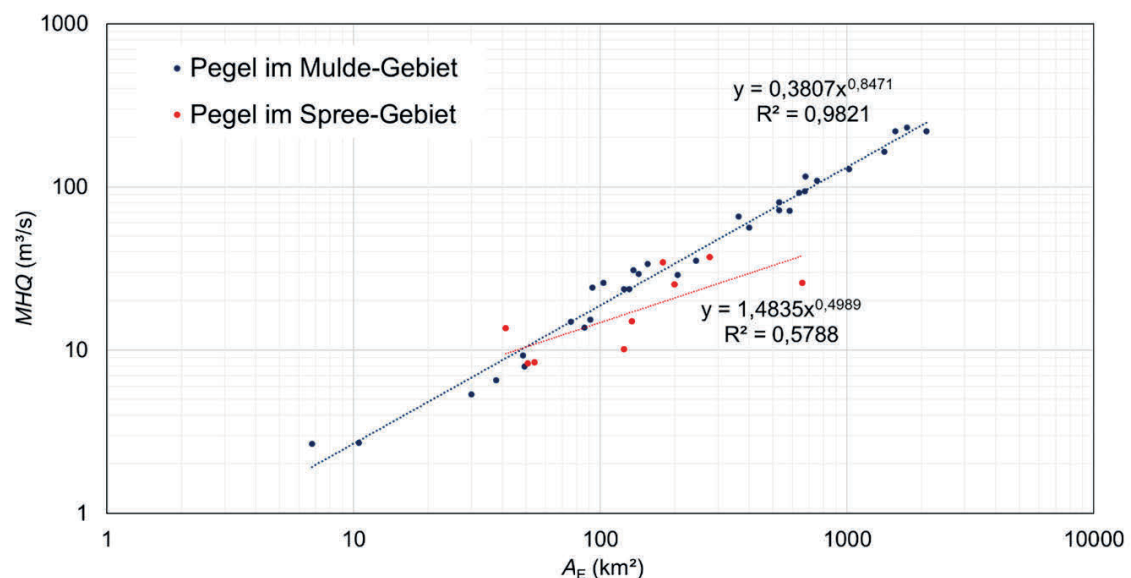


Bild 21: MHQ-Diagramm der Gebiete von Mulde und Spree in Sachsen

Eine andere Art der grafischen Darstellung bieten hydrologische Längsschnitte. Diese eignen sich für Flüsse, bei denen die Einzugsgebietsflächen der seitlichen Zuflüsse klein im Vergleich zur Einzugsgebietsfläche des Hauptflusses sind und das Hochwasserverhalten durch die Verformung der Wellen im Gewässer bestimmt ist. In diesen Darstellungen wird der Abfluss über der Fließlänge aufgetragen. Zur Aufstellung eines Längsschnitts ist eine Beziehung zwischen gleichartigen hydrologischen Hauptwerten, insbesondere den Hochwasserdurchflüssen gleicher Jährlichkeit  $T$ , an Pegeln, die im Gewässerlängsschnitt benachbart sind, herzustellen. Um den vom Flächenzuwachs in Fließrichtung abhängigen Zuwachs der Scheitelabflüsse zu beschreiben, wird wieder Gleichung (24) allerdings in logarithmierter Schreibweise, zugrunde gelegt:

$$\ln(HQ_i(T)) = \ln(b) + c(T) \cdot \ln(A_{E_i}) \quad (25)$$

Für einen Flussabschnitt zwischen zwei benachbarten Pegeln (in Fließrichtung gesehen Pegel I am Beginn und Pegel II am Ende des Flussabschnitts), stellt der Parameter  $c(T)$  die Beziehung zwischen den  $HQ(T)$  beider Pegel her:

$$c(T) = \frac{\ln(HQ_{II}(T)) - \ln(HQ_I(T))}{\ln(A_{E_{II}}) - \ln(A_{E_I})} \quad (26)$$

Folglich bestimmt sich der andere Parameter  $\ln(b)$  aus

$$\ln(b) = \ln(HQ_I(T)) - c(T) \cdot \ln(A_{E_I}) \quad (27)$$

Damit lassen sich für beliebige Gewässerquerschnitte zwischen den Pegeln mit bekannter Einzugsgebietsgröße die gesuchten Abflüsse bestimmen, wobei der Gebietszuwachs bei Mündung eines Nebenflusses eine sprunghafte Erhöhung des  $HQ(T)$ -Werts bedingt. Dieser Zuwachs beträgt

$$HQ_N = b(T) \cdot (A_{E_{II}}^{c(T)} - A_{E_I}^{c(T)}) \quad (28)$$

wobei hier angenommen wird, dass sich die Pegel I und II unmittelbar oberhalb bzw. unterhalb der Nebenflussmündung befinden. Verringern sich im Längsschnitt infolge hydraulisch bedingter Wellenabflachung die Hochwasserscheitelabflüsse (Speicherung im Flussbett und in den Ausuferungsflächen), so ist als erklärende Variable explizit die Fließlänge zwischen den Pegeln statt der Einzugsgebietsflächendifferenz zu verwenden. Basis dafür ist die Flusskilometrierung  $L_i$ , die in der Regel von der Mündung zur Quelle gerichtet ist. Die abflachungsbedingte Reduktion des Hochwasserscheitels zwischen zwei Pegeln (Nummerierung der Pegel in Fließrichtung wird beibehalten) kann durch dazwischenliegende größere Zuflüsse aus Nebengewässern unterbrochen sein. Diese sind flächenanteilmäßig mit zu berücksichtigen. Es gilt dann folgende Gleichung

$$\ln(HQ_i(T)) = [\ln(b) - c(T) \cdot \ln(L_i)] \cdot \frac{\ln(A_{E_i})}{\ln(A_{E_{i-1}})} \quad (29)$$

mit

$$c(T) = \frac{\ln(HQ_{II}(T)) - \ln(HQ_I(T))}{\ln(L_{II}) - \ln(L_I)} \quad (30)$$

und

$$\ln(b) = \ln(HQ_I(T)) + c(T) \cdot \ln(L_I) \quad (31)$$

Nach Bestimmung beider Parameter lassen sich die gesuchten Abflüsse zwischen den Pegeln für beliebige Gewässerquerschnitte mit bekannter Einzugsgebietsgröße bzw. Lage am Wasserlauf bestimmen, wobei der Gebietszuwachs bei Mündung eines Nebenflusses eine sprunghafte Abflusserhöhung bedingt.

In diesem Fall wird die flächenmäßige Erhöhung des  $HQ(T)$ -Werts an einem Zufluss über die folgende Näherung bestimmt:

$$HQ_N = b(T)^{\frac{\ln A_{EII}}{\ln A_{EI}}} \cdot L_{II}^{-c(T) \frac{\ln A_{EII}}{\ln A_{EI}}} - b(T)^{\frac{\ln A_{EI}}{\ln A_{E0}}} \cdot L_I^{-c(T) \frac{\ln A_{EI}}{\ln A_{E0}}} \quad (32)$$

Bild 22 zeigt beispielhaft einen  $HQ$ -Längsschnitt der Lausitzer Neiße zwischen den Pegeln Hartau in Sachsen und Klein Bademeusel in Brandenburg, der sowohl Abschnitte mit größer als auch kleiner werdenden Hochwasserscheiteln enthält.

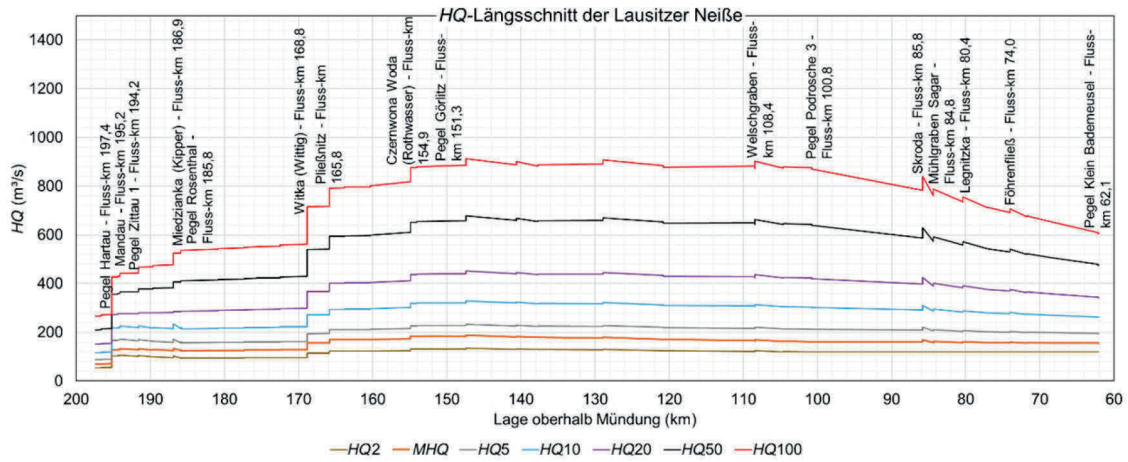


Bild 22:  $HQ$ -Längsschnitt der Lausitzer Neiße mit Benennung der Pegel und der bedeutendsten Zuflüsse

Beim Vergleich zweier Pegel kommen allerdings die Unsicherheiten der verwendeten Quantilwerte der Pegel zum Tragen. Der oben als Ausgleich verwendete Ansatz nach Gleichung (24) eignet sich auch als Regressionsmodell, um die Plausibilität der Hochwasserwahrscheinlichkeiten mehrerer Pegel auf einem längeren, von Pegeln begrenzten Flussabschnitt zu prüfen. Die sprunghaften Abflusszunahmen an Zuflüssen werden dadurch ausgeglichen. Bild 23 zeigt entsprechende Regressionsgeraden für ausgewählte  $HQ(T)$ . Der Effekt der Wellenabflachung kann durch diese Gleichung jedoch nicht berücksichtigt werden. Hier besteht die Option, als zusätzliche erklärende Variable in die Regression noch den Flusskilometer aufzunehmen.

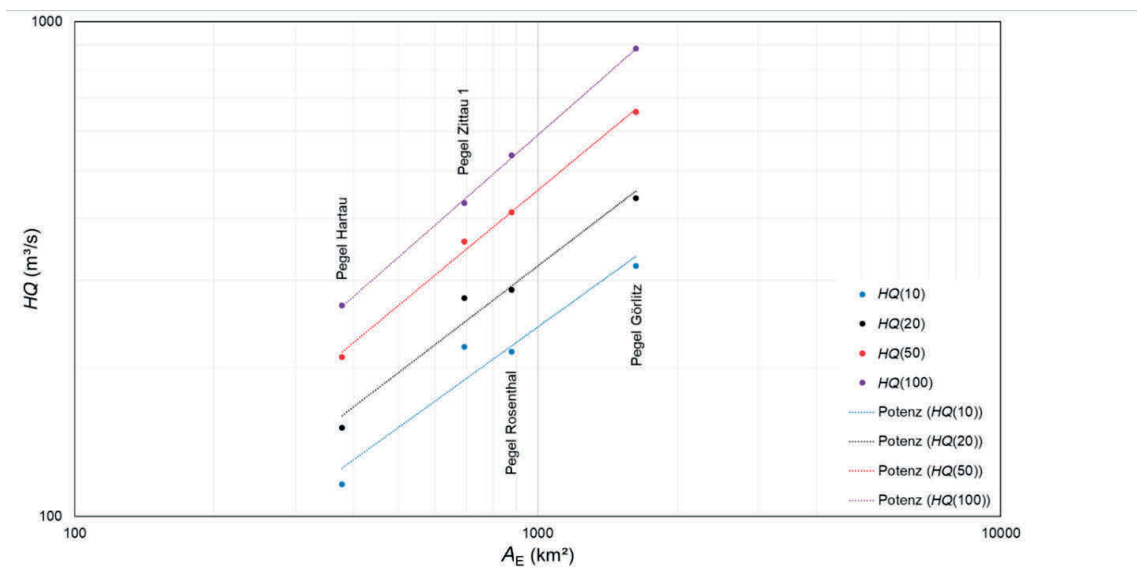


Bild 23: Ausgewählte  $HQ(T)$ -Längsschnitte der Lausitzer Neiße zwischen den Pegeln Hartau und Görlitz als Regressionsgeraden

In der Regel unterscheiden sich die Parameter  $c(T)$  und  $b$  für verschiedene Jährlichkeiten voneinander. Voraussetzung für die Anwendung ist, dass sich die Gebiete und Gewässerstrecken zwischen den Pegeln hinreichend ähnlich verhalten. In Bild 23 zeigt sich zum Beispiel zusätzlich eine Abhängigkeit der Anpassungsgüte von der Jährlichkeit.

Der Verlauf der Ausgleichslinien in Abflussdiagrammen und der Abflusslinien in Längsschnitten ist abhängig von den verwendeten Ausgangsdaten. Unterschiedliche Informationsgehalte in den Daten der verwendeten Pegel infolge verschiedener Reihenlängen und der Berücksichtigung historischer Hochwasser, die nicht an allen Pegeln beobachtet wurden, führen unter Umständen zu Unplausibilitäten.

Stehen keine Pegeldata, insbesondere in kleinen Einzugsgebieten, zur Verfügung, können auch mit Niederschlag-Abfluss-Modellen simulierte und anschließend statistisch ausgewertete Abflusszeitreihen die Grundlage für die Erstellung von Längsschnitten bilden. Zu beachten ist jedoch, dass sich je nach Modellgüte die statistischen Merkmale von simulierten und an Pegelstandorten gemessenen Abflüssen unterscheiden können.

Analoge Darstellungen auf Basis von Scheitelabflussspenden  $Hq$  (in  $l/(s \cdot km^2)$ ), die als Hüllkurven oder Spendendiagrammen weit verbreitet genutzt werden, besitzen nur eine stark eingeschränkte Aussagekraft (FISCHER & SCHUMANN 2015). Da die Abflussspende mit

$$Hq = \frac{HQ}{A_E} = f(A_E) \quad (33)$$

von der Einzugsgebietsfläche abhängig ist, wird der Verlauf der Abflussspendenlinien durch die Streuung der Abflussspenden selbst und durch die Streuung der Einzugsgebietsflächen beeinflusst. Hierdurch ergibt sich oftmals eine Verstärkung des polynomiellen Verlaufs der Abflussspendenlinie. Aufgrund dessen, dass die Residuen von  $HQ$  und  $A_E$  unabhängig voneinander sind, ist eine Regression zwischen diesen beiden Größen immer vorzuziehen.

Als hydrologische Größe besitzt die Abflussspende dann Bedeutung, wenn das Abflussverhalten in etwa gleichgroßen und voneinander unabhängigen Gebieten verglichen wird.

#### EMPFEHLUNG:

Es wird empfohlen, für Gebiete, bei denen die Abflussbildungsprozesse in der Fläche für den Hochwasserabfluss bestimmend sind, Abflussdiagramme (z. B. für  $MHQ$  oder  $HQ(T)$ ) aufzustellen. Für Fließgewässer mit verhältnismäßig kleinen Zwischeneinzugsgebieten, bei denen der Hochwasserabfluss durch die hydraulischen Gegebenheiten im Gewässer und im Tal bestimmt wird, ist eine Darstellung in Längsschnitten zu empfehlen.

## 7.3 Statistische Regionalisierungsverfahren

### 7.3.1 Vorbemerkungen

Regionalisierungsverfahren werden angewendet, um Hochwasserwahrscheinlichkeiten und -quantile auch in unbeobachteten Gewässerabschnitten bestimmen zu können. Zudem können so auch die verwendeten Informationen an Pegeln mit kurzen Beobachtungsreihen durch regionale Vergleiche erweitert und abgesichert werden.

### 7.3.2 Definition hydrologisch ähnlicher Einzugsgebiete

Unter statistischer Regionalisierung versteht man die Übertragung von statistischen Parametern oder Variablen aus hydrologisch ähnlichen Einzugsgebieten auf ein interessierendes Einzugsgebiet (BLÖSCHL & SIVAPALAN 1995). Die größte Herausforderung liegt dabei in der Identifikation ähnlicher Einzugsgebiete, die sich regional als homogen darstellen. Es kann im Wesentlichen zwischen zwei Konzepten zur Definition der Ähnlichkeit unterschieden werden: die räumliche Nähe oder die hydrologische Ähnlichkeit (MERZ & BLÖSCHL 2005).

Bei ersterem Konzept wird davon ausgegangen, dass nah beieinanderliegende Einzugsgebiete ein ähnliches Hochwasserregime aufweisen, wenn sich Klima (insbesondere die Statistik von Extremniederschlägen) und Gebietseigenschaften (z. B. Boden und Geologie oder die Landnutzung) nicht stark voneinander unterscheiden. In diesem Fall können entfernungs-basierte Ansätze wie *k-nearest-neighbours* zur Definition ähnlicher Einzugsgebiete verwendet werden. Die rein distanzbasierte geostatistische Interpolation kann mittels Zusatzinformation, wie zum Beispiel Georegression, External Drift Kriging oder Co-Kriging erweitert werden (PARAJKA et al. 2005). Entscheidend ist dabei die geeignete Wahl der Zusatzvariablen, die eng mit den zu interpolierenden Hochwasserkenngrößen korreliert sein sollten, wie zum Beispiel der Einzugsgebietsfläche, dem Speichervermögen des Bodens oder dem mittleren Jahresniederschlag. Da die einzelnen Hochwassertypen durch unterschiedliche Einzugsgebietseigenschaften beeinflusst werden (zum Beispiel schneebeeinflusstes Hochwasser durch die Höhenlage, Starkregen durch die Einzugsgebietsgröße oder die von Dauerregen geprägten Hochwasser durch Großwetterlagen und die Orographie), werden sich je nach den Häufigkeiten der einzelnen Typen unterschiedliche Korrelationen zu den statistischen Hochwasserkennwerten ergeben. Es ist die Skalenabhängigkeit der Ähnlichkeit benachbarter Einzugsgebiete zu beachten. Somit können sich benachbarte große und kleine Einzugsgebiete trotz der räumlichen Nähe in ihren Hochwasserverhältnissen deutlich voneinander unterscheiden. FISCHER et al. (2020) haben festgestellt, dass für große Einzugsgebiete ein deutlich geringeres Erklärungspotenzial durch die Gebietskenngrößen vorliegt. Ebenso sollten für die Regionalisierung nur voneinander unabhängige Einzugsgebiete, die also nicht in sich genestet sind, betrachtet werden (PERSIANO et al. 2021).

Das zweite Konzept, die hydrologische Ähnlichkeit, geht davon aus, dass ähnliche Einzugsgebietsmerkmale zu ähnlichen Abflussregimen führen. Hydrologisch ähnliche Einzugsgebiete werden dann durch eine statistische Definition homogener Gruppen identifiziert, zum Beispiel durch Clustering, Hauptkomponentenanalyse oder Mehrfachregressionen (mit dem Abfluss als abhängiger Variable) der Einzugsgebietsmerkmale (NATHAN & MCMAHON 1990) (Bild 24). Als Gebietscharakteristika werden häufig das Gefälle, Bodenkennwerte, die Form und Größe des Einzugsgebiets, die Landnutzung sowie klimatologische Kennwerte, wie zum Beispiel der mittlere Jahresniederschlag, verwendet. Für das Clustering stehen verschiedene Möglichkeiten wie hierarchisches Clustering (z. B. Ward, EML) oder partitions-basiertes Clustering (kMeans, CLARA) zur Verfügung (siehe SCITOVSKI et al. (2021) für eine Einführung in die Verfahren). Im Gegensatz zur räumlichen Nähe hat die Definition hydrologisch ähnlicher Gruppen auf Basis der hydrologischen Ähnlichkeit den Nachteil, dass nicht automatisch räumlich zusammenhängende Gruppen gebildet werden müssen. Dies erschwert die Zuordnung von unbeobachteten Gewässerabschnitten zu diesen Gruppen. Stattdessen müssen die unbeobachteten Einzugsgebiete anhand ihrer Eigenschaften einem Cluster zugeordnet werden. Die Wahl der Methoden zur Definition ähnlicher Einzugsgebiete hängt meist von den gegebenen Umständen wie der Datenverfügbarkeit, dem Klima in der betreffenden Region oder den Eigenschaften des Einzugsgebiets ab.

### 7.3.3 Übertragung der Information von beobachteten auf unbeobachtete Gebiete

Nach der Definition ähnlicher Einzugsgebiete sind die Informationen auf den interessierenden Gewässerabschnitt zu übertragen. Auch hierfür existieren verschiedene Möglichkeiten, abhängig vom Ziel der (statistischen) Regionalisierung. Die Regionalisierung von Hochwasserstatistiken folgt im Wesentlichen zwei unterschiedlichen Ansätzen: Entweder wird versucht, Hochwasserquantile bestimmter Wiederkehrperioden zu regionalisieren, oder die Parameter eines statistischen Modells zu

spezifizieren, ähnlich wie bei der Regionalisierung deterministischer N-A-Modelle mit Hilfe der Regionalisierung der Modellparameter.

Die Regionalisierung von Hochwasserquantilen oder die Ableitung regionaler Hochwasserhäufigkeitskurven basiert meist auf einer angenommenen Proportionalität zur Einzugsgebietsgröße nach dem Konzept der Skaleninvarianz (DE MICHELE & ROSSO 2002), wie beim Index-Flood-Verfahren (DALRYMPLE 1960). Bei diesem Verfahren wird davon ausgegangen, dass eine regional gültige Verteilungsfunktion der Hochwasserscheitel existiert, die bis auf einen Skalierungsfaktor („*Index flood*“) für alle Pegel einer Region näherungsweise gleich ist. In der Regel wird als Skalierungsfaktor der Mittelwert (MHQ) oder Median der Jahres-HQ-Werte verwendet. Letzterer ist robuster und auch bei kurzen Beobachtungsreihen nicht von einzelnen extremen Hochwassern beeinflusst. Die einzelnen Verteilungsfunktionen an den Pegeln innerhalb der homogenen Regionen werden zu einer regionalen, dimensionslosen Verteilungsfunktion („*Growth Curve*“) gemittelt. Die Hochwasserwahrscheinlichkeitskurve für den interessierenden Querschnitt ergibt sich durch Multiplikation der dimensionslosen Verteilungsfunktion mit dem Skalierungsfaktor. Für unbeobachtete Einzugsgebiete kann der Skalierungsfaktor aus hydrologisch ähnlichen Gebieten übertragen oder aus multiplen Regressionen zwischen den Gebietscharakteristika und den an den Pegeln gemessenen mittleren Hochwasserscheitelabflüssen abgeleitet werden. Die Regressionen werden regional bezogen berechnet, das heißt, für jede der betrachteten Regionen wird eine eigene Regressionsgleichung ermittelt. Beim Quantilverfahren werden die Quantile der Hochwasserverteilungsfunktion innerhalb einer Region aus den Gebietseigenschaften abgeleitet (AHN & PALMER 2016). Hierzu werden multiple Regressionen zu Einzugsgebietskennwerten aufgestellt. Die Regressionsbeziehungen für die einzelnen Quantile müssen bei diesem Ansatz aufeinander abgestimmt werden, um inkonsistente Ergebnisse an den einzelnen Pegeln zu vermeiden.

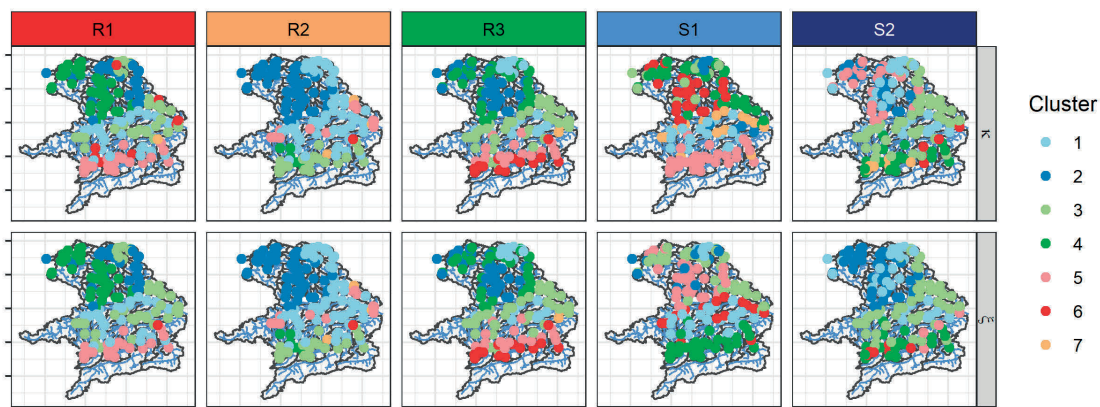
Wenn stattdessen die Parameter des statistischen Modells direkt regionalisiert werden, wird eine höhere Flexibilität des Modells erreicht. Allerdings erhöht sich auch die Unsicherheit, da in der Regel mehrere Parameter geschätzt werden müssen (TYRALIS et al. 2019). Auch für diese Art der Regionalisierung können einfache Übertragungsfunktionen wie der Median oder multiple Regressionen innerhalb der homogenen Region verwendet werden, bei denen die Parameter der Verteilungsfunktion aufgrund von Gebietseigenschaften und klimatologischen Größen geschätzt werden.

Generell hat sich gezeigt, dass die Berücksichtigung von hochwassererzeugenden Merkmalen für die Regionalisierung von Hochwasserstatistiken von Vorteil sein kann (z. B. De MICHELE & ROSSO 2002, PARAJKA et al. 2012). Beispielsweise verbessert der von BURN (1997) entwickelte Saisonalitätsindex die Regionalisierung in vielen Fällen (MERZ et al. 1999, OUARDA et al. 2006). Die Unterscheidung von Hochwassertypen liefert ebenfalls wichtige Informationen für die Regionalisierung (FISCHER & SCHUMANN 2021).

Problematisch ist dabei die immanente Skalenabhängigkeit der Gebietsparameter. Oftmals liegen kleinere beobachtete Einzugsgebiete im Mittelgebirge in den höheren Lagen, womit ein höherer Waldanteil und eine oftmals geringere Bodenspeicherkapazität verbunden ist. Vergleichsweise kleine beobachtete Gebiete in tieferen Regionen fehlen dagegen, was das Erklärungspotenzial von Regressionsbeziehungen einschränkt. Bei allen Regressionsmodellen und vielen Clustering-Ansätzen besteht das Problem der Multikollinearität, das heißt, die Korrelation der Gebietscharakteristika untereinander. So sind zum Beispiel häufig die geodätische Höhe, der Waldanteil, die Bodenmächtigkeit und die jährliche Niederschlagshöhe miteinander korreliert. Dies bewirkt eine scheinbare Erhöhung des multiplen Korrelationskoeffizienten beziehungsweise der Ähnlichkeit innerhalb eines Clusters, führt aber dazu, dass keine belastbare Aussage über die Veränderung des Hochwassers bei Veränderung einer einzelnen Gebietscharakteristik möglich ist.

Generell sollten die Ergebnisse der Regionalisierung immer auf hydrologische Plausibilität geprüft werden. So können für Pegel die regionalisierten mit den lokalen Hochwasserquantilen verglichen werden (Jackknife-Methode, das heißt, die Regionalisierung ist unter Auslassen des Zielpegels zu wiederholen und die Abweichungen zwischen den aus der Beobachtungsreihe ermittelten Hochwasserquantilen und den für dieses Einzugsgebiet regionalisierten Quantilen sind zu ermitteln und zu bewerten), um so die Güte des Modells zu prüfen. Ein nachträglicher Ausgleich durch Kartierung der Residuen und Anpassung der Ergebnisse ist nicht sinnvoll, da die Ursachen der Abweichungen (unterschiedliche Reihenlänge,

Skaleneffekte oder unterschiedliche Hochwassertypen) hierbei nicht berücksichtigt werden können und der regionale Bezug somit verloren geht. Die Abweichungen sollten vielmehr als Unsicherheitsbereich der Regionalisierungsergebnisse kommuniziert werden. Zudem ist bei der Regression zu garantieren, dass die ermittelten Beziehungen hydrologisch sinnvoll sind.



**Bild 24:** Mittels hierarchischem Clustering ermittelte hydrologisch ähnliche Regionen für die Formparameter der GPD und GEV im hydrologischen Bayern, differenziert nach Hochwassertyp

**EMPFEHLUNG:**

Es wird empfohlen, mittels statistischer Regionalisierung Hochwasserquantile für unbeobachtete Gewässerabschnitte zu bestimmen. Homogene Regionen sollten dabei sowohl anhand von Einzugsgebietsmerkmalen als auch anhand von klimatologischen Faktoren und unter Berücksichtigung der hochwasserauslösenden Prozesse gebildet werden.

## 8 Zusammenführung und Bewertung des Ergebnisspektrums

### 8.1 Vorgehensweise

Alle Methoden zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten sind mit Unsicherheiten verbunden. Ursache dieser Unsicherheiten ist in erster Linie die Ungewissheit in der Informationsbasis (fehlende Daten, unbekannte Fehlergrößen, Unterschiede in der Hochwassergenese), aber auch die stochastische Variabilität. Diese unzureichende Berücksichtigung der Kenntnisse über das Phänomen „Hochwasser“ schränkt die Aussagekraft der Ergebnisse ein. Statistische Verfahren bilden die notwendige Grundlage für diese Wahrscheinlichkeitsaussagen. Hierzu gibt es verschiedene Möglichkeiten, die sich in ihren Ergebnissen unterscheiden können. Eine schematische Anwendung „statistischer Rezepte“ ist sowohl in Hinblick auf die Informationsgrundlage als auch auf die oftmals fehlende Eindeutigkeit der Ergebnisse in vielen Fällen nicht ausreichend. Deswegen erfolgt nach der Empfehlung dieses Merkblatts die Ermittlung der gesuchten Hochwasserabflüsse einer bestimmten Jährlichkeit durch eine Zusammenschau der Ergebnisse verschiedener Methoden auf Basis hydrologischer Überlegungen. Dabei besteht das Ziel einerseits in der Einengung der Spannweite des zu berechnenden Hochwasserwerts im Vergleich zu dem durch die Einzelschätzungen aufgespannten Rahmen und andererseits in der Reduktion der den Einzelwerten innewohnenden Unsicherheiten. Aufgrund der Vielfältigkeit der Hochwasserprozesse und der Tatsache, dass für jedes Gebiet unterschiedliche Daten und Informationen vorliegen, kann hierzu keine strikte Methodik vorgeschlagen werden. Die geeignete Wahl der Methoden hängt vom Einzelfall und den verfügbaren Daten ab.

Alle in diesem Merkblatt dargestellten Methoden und Ansätze haben spezifische Vor- und Nachteile (Tabelle 1). Aus diesem Grund sollten unterschiedliche Methoden mit unterschiedlichen

Informationsgrundlagen verwendet werden (zum Beispiel statistische Auswertung von Beobachtungsdaten und der Ergebnisse von N-A- Modellierung unter Berücksichtigung von Talsperreneinflüssen).

In der Gesamtschau der Ergebnisse ergeben sich daraus in Abhängigkeit vom Umfang und der Güte der verwendeten Daten sowie der Eignung und Güte der verwendeten Methodik für den jeweiligen Anwendungsfall Präferenzlösungen. Die Bedeutung der einzelnen Informationen verschiebt sich deshalb mit der Größe des Ereignisses, den hydrologischen Prozessen im Gebiet und der verfügbaren Datensituation und der Aufgabenstellung. In Gebieten mit langen Hochwasserreihen ist die Wahrscheinlichkeitsanalyse in der Regel mit kleineren Unsicherheiten verbunden als zum Beispiel die regionale Informationserweiterung. In diesen Fällen sollte bei der Kombination der Informationsquellen folglich ein größeres Gewicht auf die Wahrscheinlichkeitsanalyse gelegt werden. Bei Gebieten ohne Pegel tritt die regionale Analyse an die Stelle der lokalen Wahrscheinlichkeitsanalyse und sollte mit der kausalen Informationserweiterung kombiniert werden. Auch in Gebieten mit massiven hydrologischen Veränderungen, zum Beispiel nach einer wasserbaulichen Maßnahme, in denen die in der Vergangenheit beobachteten Hochwasserabflüsse die aktuelle hydrologische Situation nicht wiedergeben, ist auf die Wahrscheinlichkeitsanalyse weniger Gewicht zu legen. Mehr Bedeutung kommt jenen Verfahren zu, die diese Veränderungen explizit berücksichtigen können, wie zum Beispiel die Niederschlag-Abfluss-Modellierung.

Je nach Situation können die Ergebnisse der einzelnen Methoden konsistent sein, das heißt, das Ergebnisspektrum ist schmal. In diesem Fall ist der zu ermittelnde Hochwasserabfluss durch das Ergebnisspektrum gut definiert. Die Gesamtunsicherheit wird dadurch reduziert. Allerdings besteht auch die Möglichkeit, dass die einzelnen Berechnungswerte inkonsistent sind, das heißt, es gibt keinen eindeutigen Bereich, in dem sich die einzelnen Ergebnisse überlagern. Grund hierfür können Datenfehler oder Aspekte sein, die in einzelnen Methoden nicht berücksichtigt oder überbetont wurden. Für diesen Fall wird vorgeschlagen, die verwendeten Daten und Methoden nochmals zu untersuchen, um die Ursachen der Inkonsistenz zu erkennen. Lässt sich die Inkonsistenz nicht beheben, ist mit einem großen Unsicherheitsbereich zu rechnen, der das gesamte Ergebnisspektrum umfasst. Gerade im zweiten Fall ist es wichtig, dass die Kombination der einzelnen Methoden durch das hydrologische Verständnis über die maßgebenden Hochwasserprozesse im Gebiet getragen wird, zu deren Beurteilung entsprechende Gebietskenntnis erforderlich ist. Bild 25 zeigt ein Schema dieser Vorgehensweise.

Zur abschließenden Bewertung der Ergebnisse können in Abhängigkeit der gewählten Datenbasis, des methodischen Vorgehens und der Übertragbarkeit verschiedene Kriterien herangezogen werden. Die unten aufgeführten Kriterien können vom Bearbeiter entsprechend der jeweiligen Aufgabe angepasst oder erweitert werden. Die dazu formulierten Leitfragen dienen als Anhaltspunkte, um die Erfüllung der Kriterien zu beurteilen. Auf deren Basis können Präferenzen hinsichtlich der Methoden und den damit verbundenen Ergebnissen für die Wahrscheinlichkeitsaussage gewählt werden, wodurch die Spannweite der Ergebnisse reduziert werden kann. Hierbei wird allgemein von einer geprüften Datenbasis ausgegangen. Dazu sollte die datenbereitstellende Einrichtung eine qualitative Einschätzung der Daten geben, zum Beispiel zu Zeitabschnitten, in denen aufgrund von Ausfällen der Registriereinrichtungen nur Terminablesungen der Wasserstände verfügbar waren, oder zu Abflussbereichen, in denen die Wasserstands-Abfluss-Beziehung nur unzureichend belegt ist (z. B. wegen Ausuferung). Die zur Festlegung von Präferenzen hinsichtlich der Methoden zur Ermittlung von Hochwasserquantilen heranzuziehenden Kriterien sind:

### **I. Länge und Repräsentativität des Beobachtungszeitraums**

Ist die Beobachtungslänge der Abflussdaten hinreichend für die statistische Bestimmung der Hochwasserquantile? Sind die größten Hochwasser in der jeweiligen Region im Beobachtungszeitraum des untersuchten Pegels enthalten?

- Für diesen Aspekt sollten die Abflusszeitreihen innerhalb einer Region verglichen werden. Eine große Länge sowie die Erfassung der großen Hochwasser an einem Pegel bedeuten eine höhere Aussagekraft der lokalen statistischen Analysen.

## II. Spannweite der Schätzungen des Hochwasserquantils in der lokalen Hochwasserstatistik

Wie groß ist die Spannweite des Hochwasserquantils bei Anwendung verschiedener Parameterschätzverfahren und Verteilungen? Wie groß ist der Unterschied zwischen der Schätzung auf Basis der Jahreshöchstabflüsse und auf Basis der partiellen Serie?

- Eine große Spannweite zwischen den Parameterschätzverfahren und Verteilungsfunktionen deutet darauf hin, dass einzelne große Hochwasserereignisse die Schätzung beeinflussen. In diesem Fall sollten zum Beispiel zweiparametrische Verteilungen und sensitive Schätzverfahren wie die Produktmomente ausgeschlossen werden. Unterscheiden sich die Ergebnisse auf Basis der Jahreshöchstabflüsse und der partiellen Serie stark, so deutet dies darauf hin, dass einige Hochwasser nicht in den Jahreshöchstabflüssen enthalten sind.

## III. Breite der Konfidenzintervalle

Wie groß ist die Spannbreite der mittels parametrischen Bootstrap berechneten Konfidenzintervalle?

- Eine große Spannweite deutet auf eine große stochastische Unsicherheit (Stichprobeneffekt) hin, das heißt, die Reihenlänge ist vermutlich nicht repräsentativ.

## IV. Konsistenz der Genese historischer und systematisch erfasster Extremhochwasser

Liegen den historischen Hochwassern, welche für die zeitliche Informationserweiterung verwendet werden, dieselben Genesen zugrunde wie den Extremhochwassern in den systematisch aufgezeichneten Abflusszeitreihen?

- Sofern die Genese der historischen Hochwasser nicht mit den Gegebenheiten der systematischen Reihe übereinstimmt (z. B. Eisstau), sollten diese historischen Hochwasser nicht berücksichtigt werden. Ist die Genese der historischen Hochwasser unbekannt, so sollte die Saisonalität als Vergleichskriterium herangezogen werden.

## V. Plausibilität der abgeschätzten Abflüsse historischer Hochwasser

Wie wurden die Abflüsse der historischen Hochwasser rekonstruiert und welche Güte hat die Quelle?

- Die Rekonstruktion von Hochwasserscheiteln historischer Ereignisse ist aufgrund von Veränderungen der Gewässerhydraulik mit großen Unsicherheiten behaftet und hängt somit stark von der Informationsquelle ab. Eine unsichere Rekonstruktion resultiert in einer geringeren Güte der quantitativen Methodik (PPWM-Verfahren), eine Einordnung der beobachteten Extremhochwasser entsprechend ihres Rangs ist dagegen in vielen Fällen möglich.

## VI. Qualität der verfügbaren Zusatzinformationen für die Typisierung

In welcher räumlichen und zeitlichen Auflösung liegen die in der Typisierung der Hochwasser verwendeten Zusatzinformationen wie Niederschlag oder Schneeanteil vor? Wie ist die Qualität der Datenbasis dieser Zusatzinformationen einzuschätzen?

- Die in der Typisierung enthaltenen Zusatzinformationen wie die Niederschlagsmenge oder der Schneeanteil haben einen wesentlichen Einfluss auf die resultierenden Hochwassertypen. Eine unzureichende Repräsentanz der Genese durch diese Informationen führt zu einer geringeren Güte der Ergebnisse.

## VII. Größe der Stichproben der einzelnen Hochwassertypen

Liegen für jeden Hochwassertyp ausreichend Ereignisse vor, sodass eine Hochwasserwahrscheinlichkeit auf Grundlage einer hinreichenden Datenbasis berechnet werden kann? Sind insbesondere die Hochwassertypen, die zu großen Ereignissen führen, nur durch wenige beobachtete Ereignisse charakterisiert?

- Die Schätzung der typpbasierten Statistik hängt wesentlich von der ausreichenden Repräsentanz der Hochwassertypen ab. Während geringe Stichprobenumfänge der Typen, die im Allgemeinen nicht zu großen Hochwassern führen, weniger kritisch sind, sollten Schätzungen auf Basis von geringen Stichprobenumfängen für Hochwassertypen, welche oftmals in extremen Hochwassern

resultieren, vermieden werden. Gegebenenfalls sind ähnliche Ereignistypen zusammenzufassen, um eine statistisch repräsentative Stichprobe zu bilden.

### VIII. Belegung der verschiedenen Bereiche der Verteilungsfunktion der typbasierten Mischverteilung

Welche Ereignistypen bestimmen im Ergebnis der Anwendung des TMPS-Verfahrens welchen Bereich der Verteilungsfunktion? Ist dies konform mit der bereichsweisen Verteilung der Ereignistypen in den verschiedenen Bereichen der empirischen Wahrscheinlichkeiten der Jahreshöchstabflüsse?

- Die Vorteile der ereignisbasierten Statistik kommen insbesondere dann zum Tragen, wenn unterschiedliche Ereignistypen unterschiedliche Bereiche der AMS dominieren (siehe auch VII).

### IX. Ergebnisse der Validierung von N-A-Modellen

Wie gut werden große Hochwasserereignisse durch das Modell wiedergegeben? Sind die Kalibrierungs- und Validierungsstichproben hinsichtlich extremer Hochwasser repräsentativ?

- Das N-A-Modell sollte verschiedene Größenklassen von Hochwassern gleichgut wiedergeben und dabei insbesondere die Abflussscheitel gut modellieren können. Es ist für die Hochwasserstatistik wenig relevant, ob zum Beispiel die Niedrigwasserperioden gut modelliert werden können. Die Extrapolierbarkeit des Modells sollte durch den Anwender beurteilt werden. Werden beobachtete große Hochwasser nur schlecht durch das Modell wiedergegeben, so ist die Güte der Modellanwendung als zweifelhaft einzustufen.

### X. Qualität der Eingangsdaten für die N-A-Modellierung

Für die Ereignissimulation: Auf welcher Datenbasis beruht die Niederschlagsstatistik? Sind die Aussagen zur zeitlichen und räumlichen Verteilung der Regenintensität durch empirische Untersuchungen belegt? Welche Abhängigkeit besteht im betrachteten Einzugsgebiet zwischen den Vorfeuchtebedingungen und dem Abflussbeiwert von Hochwasserereignissen?

- Das Ergebnis der Anwendung ereignisbasierter N-A-Modelle hängt sehr stark von den angenommenen Niederschlagscharakteristika und den gewählten Vorfeuchtebedingungen ab. Hierfür gibt es nur wenige und damit nur bedingt belastbare empirische Aussagen. Im Zweifelsfall sollten die getroffenen Annahmen verändert werden, um deren Einfluss auf das Ergebnis zu quantifizieren.

Für die kontinuierliche Simulation: Welche wasserhaushaltsrelevanten meteorologischen Zeitreihen stehen zur Verfügung? Wie ist Anzahl und räumliche Verteilung der Messdaten in Hinblick auf die Größe und Heterogenität des jeweiligen Einzugsgebiets zu bewerten?

- Da neben dem Wasserhaushalt auch der Energiehaushalt des Einzugsgebiets mit zu berechnen ist, sollte die Datenbasis über den betrachteten Simulationszeitraum gleichmäßig gut belegt sein und zu den vorherrschenden Hochwasserereignistypen in ihrer räumlichen und zeitlichen Repräsentativität passen.

### XI. Spannweite der einzelnen Modellanwendungen

Wie groß ist die Ergebnisspannweite aufgrund von Äquifinalität, das heißt, wirken sich Parametersätze ähnlicher Nachbildungsgüte für das gesamte Hochwasserregime unterschiedlich stark auf die Simulation extremer Hochwasser aus?

- Eine große Spannweite aufgrund verschiedener Parametersätze mit derselben Modellgüte deutet auf eine ungünstige Modellstruktur und eventuell eine Überparametrisierung hin. In diesem Fall ist das Modell nur bedingt extrapolierbar.

### XII. Räumliche Konsistenz der Schätzung des Hochwasserquantils

Lässt sich das geschätzte Hochwasserquantil plausibel in die regionalen Ergebnisse der Hochwasserstatistik einordnen (z. B. mittels Längsschnitts)?

- Sowohl die statistische Schätzung als auch die Ergebnisse der Informationserweiterung sollten in einem räumlichen Kontext bewertet werden. Fügt sich das Ergebnis in die Schätzungen an umliegenden Pegeln ein, so belegt dies ein plausibles Ergebnis.

### XIII. Regionale Übertragbarkeit des Gebiets

Gibt es hydrologisch ähnliche Gebiete in der Region, aus denen Hochwasserinformationen übertragen werden können?

- Die Grundlage der Regionalisierung bilden homogene Gruppen von Einzugsgebieten. Ein Einzugsgebiet sollte daher grundlegende Eigenschaften mit anderen Einzugsgebieten in der Region teilen, ansonsten ist die Güte der Regionalisierung als niedrig zu bewerten.

### XIV. Ergebnisse der Validierung der Regionalisierung

Wie ist die Güte der Regionalisierung, zum Beispiel anhand der Residuen mittels der parametrischen Jackknife-Methode, zu bewerten?

- Eine hohe Reststreuung deutet auf ein Regionalisierungsmodell hin, das nicht alle wesentlichen Aspekte der Hochwasserentstehung berücksichtigt. Es sollten Angaben zu den Residuen der regionalisierten Hochwasserquantile im Vergleich zur statistischen Auswertung der Beobachtungsreihen an Pegeln in Abhängigkeit von den Jährlichkeiten vorliegen.

Aufgrund dieser Kriterien können die zuvor angewendeten Methoden hinsichtlich ihrer Eignung für die Schätzung von Hochwasserquantilen bewertet und gegebenenfalls Präferenzen ermittelt werden. Diese Informationsbasis kann dann die Grundlage für die Schätzung eines Erwartungswerts bilden. Auf die Vorgabe eines Algorithmus wird hierbei verzichtet, da verschiedene Bewertungen subjektive Faktoren beinhalten. Als Ergebnis ergibt sich dann sowohl eine Spannweite an möglichen Hochwasserquantilen als auch ein zugehöriger Erwartungswert. Die empfohlene Vorgehensweise ist schematisch in Bild 25 dargestellt. In der Gesamtschau und dem Vergleich der Ergebnisse sind etwaige inkonsistente Resultate zum Anlass zu nehmen, einzelne Vorgehensweisen zu überprüfen. Obwohl die in diesem Merkblatt empfohlenen Untersuchungen darauf abzielen, die Unsicherheiten möglichst zu minimieren, verbleibt wegen der Eigenart des Problems immer eine Restunsicherheit. Deshalb ist das Ergebnis der Untersuchungen nach diesem Merkblatt nicht nur eine bestmögliche Schätzung der Hochwasserabflüsse einer bestimmten Jährlichkeit, sondern auch eine die Unsicherheit beschreibende Spannweite. Je nach Aufgabenstellung können resultierende Hochwasserquantile im oberen oder unteren Bereich dieser Spannweite oder der Erwartungswert für Bemessungsfragen genutzt werden. Dabei spielen beispielsweise Aspekte wie die Schadenserwartung oder Risikobetrachtungen eine Rolle.

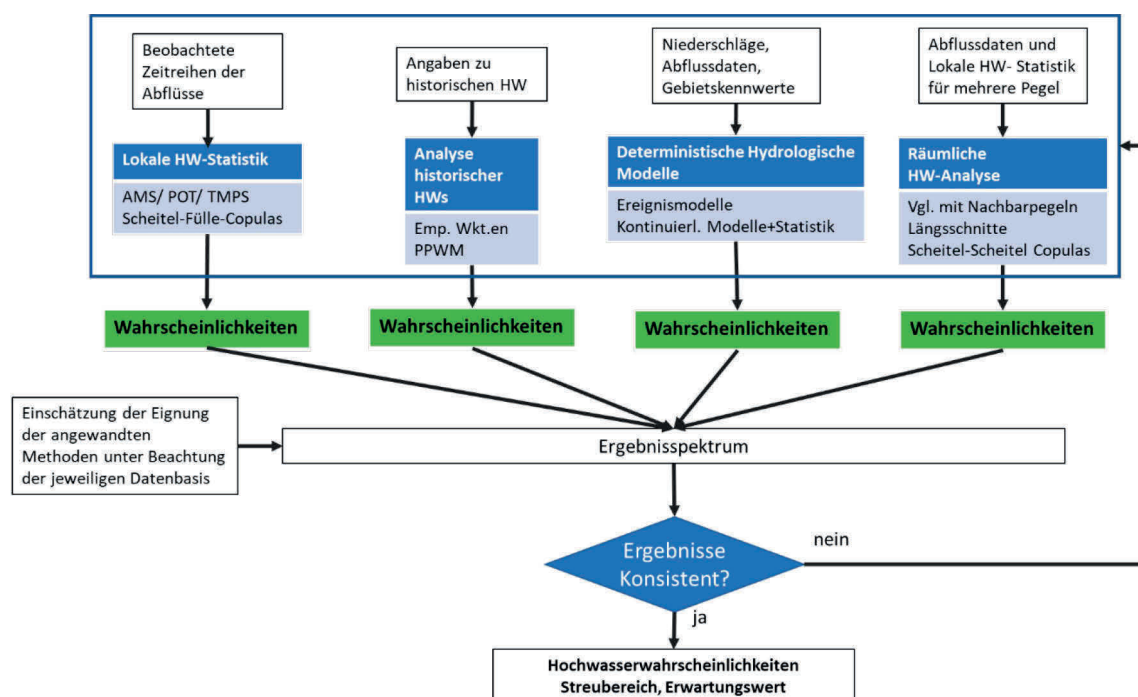


Bild 25: Gesamtschau der Ergebnisse der Wahrscheinlichkeitsermittlung (Wkt. = Wahrscheinlichkeit)

Je nach Datenlage sind in einem Gebiet nicht unbedingt alle Methoden nutzbar. Grundsätzlich nimmt die Güte der Ergebnisse bei Erweiterung der Informationsbasis und der angewendeten Methoden zu und die Unsicherheit nimmt ab. In den folgenden Unterabschnitten wird die Vorgehensweise der Gesamtschau des Ergebnisspektrums anhand eines Beispiels genauer beschrieben.

## 8.2 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten mittels verschiedener Methoden beispielhaft für den Pegel Marienthal/Regen

Im vorherigen Unterabschnitt 8.1 wurden die verschiedenen Methodiken zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten zusammengefasst und mögliche Kriterien zur Wichtung der Güte der einzelnen Verfahren vorgeschlagen. In diesem Unterabschnitt werden nun beispielhaft für einen Pegel die Ergebnisse verschiedener Methodiken vorgestellt und miteinander verglichen. Die konkreten Rechenwege sind im Detail im Themenband „Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552“ (DWA 2025) zu finden. Der ausgewählte Pegel ist der Pegel Marienthal am Fluss Regen, einem Donauzufluss in Bayern.

Der Pegel Marienthal/Regen (Messstellenummer 15207507) liegt bei Flusskilometer 29,5 des Regens. Sein Einzugsgebiet umfasst dort ca. 2.615 km<sup>2</sup>. Der Pegel wurde am aktuellen Standort im Jahr 2001 eingerichtet. Die Abflusszeitreihe wurde mit der des Vorgängerpegels Regenstau/Regen (Messstellenummer 15208500, Einzugsgebietsgröße 2.660 km<sup>2</sup>) zusammengelegt. Dieser bestand von 1821 bis 2002. Abflussdaten liegen vor seit 1900; aufgrund benötigter weiterer meteorologischer Daten wurde hier jedoch lediglich der Zeitraum 1920 bis 2019 betrachtet.

Für eine erste Einschätzung der Hochwasserwahrscheinlichkeiten wurde zunächst die gemäß Abschnitt 3 geprüfte Reihe der Jahreshöchstabflüsse verwendet (Bild 26). In der Reihe sind keine Auffälligkeiten zu sehen. Nach Anpassung und Bewertung mehrerer Verteilungsfunktionen wurde für das  $HQ(100)$  ein Bereich von 679 m<sup>3</sup>/s bis 724 m<sup>3</sup>/s ermittelt (Tabelle 7). Der untere Rand dieser Spanne wurde von fünf Ereignissen der AMS überschritten. Kein Ereignis liegt über dem oberen Rand. Die *Plotting Positions* liegen im Konfidenzintervall und generell sind Spannbreite und Konfidenzintervall als klein einzuschätzen. Die Stichprobengröße scheint somit ausreichend. Bei Verwendung der partiellen Serie, abhängig vom gewählten Schwellenwert, liegen die geschätzten Werte für das  $HQ(100)$  über den mittels der AMS ermittelten Werten, in einem Bereich von 770 m<sup>3</sup>/s bis 822 m<sup>3</sup>/s. Die partielle Serie enthält einige große Hochwasserereignisse, welche nicht in der AMS enthalten waren. Dies lässt prinzipiell auf einen Informationsgewinn schließen. Die große Sensitivität aufgrund des Schwellenwerts ist jedoch kritisch zu bewerten.

In einem nächsten Schritt wurden historische Hochwasser ermittelt. Diese sind zwar nicht für den Pegel direkt verfügbar, konnten jedoch aus Informationen von benachbarten Pegeln hergeleitet werden. Die historischen Hochwasser haben ähnliche Ursachen, wie die in der systematischen Beobachtungsreihe enthaltenen Hochwasser. Generell ist der Wertebereich des  $HQ(100)$  unter Berücksichtigung historischer Hochwasser mit 783 m<sup>3</sup>/s bis 863 m<sup>3</sup>/s höher angesetzt als die zuvor ermittelten Bereiche. Es ergibt sich jedoch eine große Überschneidung mit dem Wertebereich, der aus der partiellen Serie abgeleitet wurde.

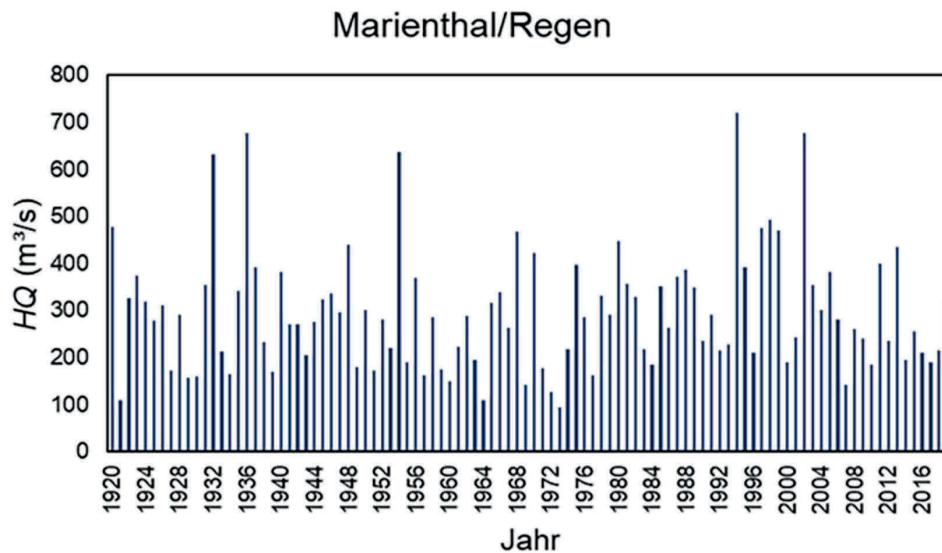


Bild 26: Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen

Für die kausale Informationserweiterung wurden zusätzlich zu den Abflussdaten noch der Eintrittszeitpunkt (saisonale Statistik) beziehungsweise die Hochwassergenese betrachtet. Es zeigte sich eine ausgeprägte Saisonalität in den Jahreshöchstabflüssen mit einer überwiegenden Mehrheit der Ereignisse im Winter. Werden die Sommer- und Winterhöchstabflüsse getrennt betrachtet, so liegt das über eine Mischverteilung ermittelte  $HQ(100)$  mit  $785 \text{ m}^3/\text{s}$  über dem mittels AMS ermittelten Bereich. Dies deutet darauf hin, dass die Sommerhochwasser, welche mit die größten Hochwasserscheitel liefern, nicht ausreichend in der AMS repräsentiert sind. Wird die Hochwassergenese zusätzlich zu den Hochwasserscheiteln betrachtet, so zeigen sich wesentliche Unterschiede zwischen den Verteilungen der Hochwassertypen. Insbesondere die durch Stark- und Dauerregen ausgelösten Hochwasser sind maßgebend für die Bestimmung der Hochwasserquantile großer Jährlichkeiten. Eine gemeinsame Betrachtung mit den Schneehochwassern, welche keine wesentliche Rolle bei der Ermittlung zum Beispiel des  $HQ(100)$  spielen, würde daher zu sehr inhomogenen Stichproben führen. Das  $HQ(100)$  liegt bei Anwendung der typbasierten Statistik bei  $838 \text{ m}^3/\text{s}$  und damit im oberen Bereich der bisher ermittelten Werte für das  $HQ(100)$ . Die verwendeten meteorologischen Daten zur Definition der Hochwassertypen haben eine hohe Güte. Ebenso liegen ausreichend große Stichproben für jeden Hochwassertyp vor.

Abschließend wurde für den Pegel Marienthal noch ein N-A-Modell aufgestellt. Das Modell erfüllt zu meist die im vorherigen Abschnitt beschriebenen Gütekriterien, sodass von einer ausreichenden Modellgüte ausgegangen werden kann. Auf Grundlage der simulierten Hochwasserereignisse konnten anschließend statistische Auswertungen vorgenommen werden. Die klassische Hochwasserstatistik ohne Informationserweiterung ergab dabei einen Wertebereich, welcher nahe an dem mittels AMS aus den beobachteten Hochwasserscheiteln ermittelten Bereich für das  $HQ(100)$  liegt.

In einem letzten Schritt wurde eine Regionalisierung durchgeführt. Für diese wurden die Parameter der typbasierten Verteilungsfunktion regionalisiert. Aufgrund der hohen Pegelnetzichte sind die Aussagen der Regionalisierung jedoch nur bedingt nutzbar, da dies keine realistischen Bedingungen für eine Regionalisierung bietet. Die hohe Pegeldichte führt zu einer Kreuzkorrelation zwischen benachbarten Pegeln, wodurch der Informationsgehalt sinkt.

Aufgrund der dargestellten Verfahren und der jeweiligen Güte der einzelnen Methodiken, bewertet nach den Kriterien im vorhergehenden Abschnitt, kann abschließend ein Wertebereich für das  $HQ(100)$  ermittelt werden. Während Ergebnisse der Informationserweiterung auf einen höheren Wertebereich von  $750 \text{ m}^3/\text{s}$  bis  $830 \text{ m}^3/\text{s}$  schließen lassen, legen die Ergebnisse aus der AMS einen niedrigeren Wertebereich nahe. Bei der AMS ist jedoch zu berücksichtigen, dass einige große Hochwasser (systematische und historische) nicht in die Stichprobe mit einfließen und diese aufgrund sehr unterschiedlicher Hochwassergenese inhomogen ist. Auf der anderen Seite sind die Ergebnisse der Informationserweiterung mit größerer Unsicherheit behaftet. Daher wird ein Wertebereich von  $700 \text{ m}^3/\text{s}$  bis  $830 \text{ m}^3/\text{s}$  festgelegt.

Tabelle 7: Einschätzung des Hochwasserverhaltens (Ergebnisspektrum) nach unterschiedlichen Methoden (beispielhaft) für den Pegel Mariantal am Regen ( $A_E = 2.613 \text{ km}^2$ ). IE bedeutet Informati-  
onserweiterung. Rechenwege sind im begleitenden Themenband (DWA 2025) dargestellt.

Typ der Information	Daten und Methoden	HQ(100) (m <sup>3</sup> /s)	Kommentare
Statistik	– AMS – Partielle Serie (verschiedene Parameterschätzverfahren und Verteilungsfunktionen)	679 – 724	Hohe Güte
		770 – 822	Mittlere Güte
Zeitliche IE	PPWM	783 – 863	Mittlere Güte
Kausale IE	– Saisonale Statistik	785	Mittlere Güte
	– Typbasierte Statistik	838	Hohe Güte
	– Niederschlag-Abfluss-Modellierung	690 – 730	Hohe Güte
Räumliche IE	– Abflussdiagramm	920	Geringe Güte
	– Regionalisierung	772	Geringe Güte
<b>Kombination</b>		<b>700 – 830</b>	

**EMPFEHLUNG:**

Es wird empfohlen, die Wahrscheinlichkeitsanalyse mit zeitlich, kausal und räumlich erweiterter Information in einem Abwägungsvorgang zu kombinieren. Diese zusätzlichen Informationen können sich je nach Datenlage und hydrologisch-wasserwirtschaftlicher Situation sehr unterscheiden. Je mehr aussagekräftige Informationen herangezogen werden, desto zuverlässiger ist der zu bestimmende Hochwasserwert. Es wird empfohlen, die Kombination der Informationsquellen auf Basis einer Experteneinschätzung und hydrologischer Argumentation durchzuführen. Dies ermöglicht das Einfließen qualitativer Erfahrungen über das Hochwasserverhalten des Einzugsgebiets, die Berücksichtigung der jeweiligen Aussagekraft der Informationen und die Ermittlung von Argumenten für die Wahl des plausibelsten Werts. Für die Kombination wird die Anwendung der oben genannten Kriterien empfohlen.

## Anhang A Statistische Instationaritätstests

### A.1 Vorbemerkungen

Die in diesem Anhang vorgestellten Tests und deren Grenzverteilungen gelten ausschließlich unter der Annahme von Unabhängigkeit in den Daten. Im Falle von abhängigen Daten müssen die Grenzverteilungen dementsprechend angepasst werden. Es wird von einer Zeitreihe  $x_1, \dots, x_n$  ausgegangen.

### A.2 Bruchpunkttests

Bruchpunkttests gehen in der Regel von der Nullhypothese keines Bruchpunkts aus. Die am häufigsten angewendeten Bruchpunkttests sind die für einen Bruch im Mittelwert beziehungsweise im Lageparameter. In diesem Anhang werden die beiden gebräuchlichen Pettitt-Tests und Mann-Whitney-Wilcoxon-Test vorgestellt.

Der Pettitt-Test ist ein nicht-parametrischer, rang-basierter Test (PETTITT 1979). Dementsprechend wird keine Annahme an die Verteilung der Daten gestellt. Die Teststatistik des Pettitt-Tests basiert auf der Idee, dass die Werte vor und nach dem vermuteten Bruchpunkt hinsichtlich ihres Rangs verglichen werden.

Die Teststatistik lautet

$$U_t = \sum_{i=1}^t \sum_{j=t+1}^n \operatorname{sgn}(x_i - x_j) \quad (34)$$

In Abhängigkeit des potenziellen Bruchpunkts  $t$ .  $\operatorname{sgn}$  ist die Vorzeichenfunktion, das heißt

$$\operatorname{sgn}(x) = \begin{cases} 1, & \text{falls } x > 0 \\ 0, & \text{falls } x = 0 \\ -1, & \text{falls } x < 0 \end{cases} \quad (35)$$

Falls vorab kein potenzieller Bruchpunkt bekannt ist (zum Beispiel basierend auf Informationen zum Bau eines Hochwasserrückhaltebeckens), kann der wahrscheinlichste Bruchpunkt  $\hat{t}$  wie folgt geschätzt werden:

$$\hat{t} = \arg \max_{1 \leq t < n} |U_t| \quad (36)$$

Der entsprechende  $p$ -Wert kann über die folgende Näherungslösung bestimmt werden:

$$p \approx 2 \cdot \exp\left(\frac{-6 \cdot U_{\hat{t}}^2}{n^3 + n^2}\right) \quad (37)$$

Diese Approximation ist jedoch nur gültig, falls  $p < 0,5$ . Andernfalls ist  $p$  über die folgende Gleichung zu bestimmen:

$$p = 2 \cdot \sum_{i=1}^{\infty} (-1)^{i+1} \cdot \exp\left(\frac{-6 \cdot U_{\hat{t}}^2 \cdot i^2}{n^3 + n^2}\right) \quad (38)$$

Der Mann-Whitney-Wilcoxon-Test vergleicht ebenfalls die Ränge der Zeitreihe vor und nach dem angenommenen Bruchpunkt. Er gehört, wie der Pettitt-Test, in die Klasse der nicht-parametrischen Tests. Ist auch hier vorab kein potenzieller Bruchpunkt bekannt, kann der wahrscheinlichste Bruchpunkt, der mittels des Pettitt-Tests ermittelt wurde, verwendet werden. Für die Teststatistik werden

zunächst die Ränge aller beobachteten Werte bestimmt und anschließend die Ränge der Zeitreihe vor dem Bruchpunkt (alternativ auch der Zeitreihe nach dem Bruchpunkt) summiert:

$$U_1 = \frac{R_1 - m \cdot (n + 1)/2}{\sqrt{m \cdot (n - m) \cdot (n + 1)/12}} \quad (39)$$

wobei  $m$  die Anzahl der Beobachtungen der Zeitreihe vor dem Bruchpunkt ist und  $R_1$  die Summe der Ränge der Zeitreihe vor dem Bruchpunkt.

Die Teststatistik  $U_1$  ist asymptotisch standardnormalverteilt, sodass kritische Werte aus der Quantilfunktion der Standardnormalverteilung für das gewählte Signifikanzniveau erhalten werden können. Beispielsweise ergibt sich für ein Signifikanzniveau von 5 % ein kritischer Wert von 1,96.

### A.3 Trendtests

Der bekannteste der Trend-Tests ist der Mann-Kendall Test (MANN 1945, KENDALL 1975). Dieser Test geht von der Nullhypothese keines monotonen Trends in der Zeitreihe aus und vergleicht die Vorzeichen der Differenzen aller möglichen (geordneten) Wertekombinationen in der Zeitreihe. Die Testgröße ist dementsprechend definiert als

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \operatorname{sgn}(x_j - x_i) \quad (40)$$

Falls  $S$  positiv ist, tendieren die Werte zu einer Zunahme über die Zeit, andernfalls zu einer Abnahme.

Abhängig von der Testgröße  $S$  wird dann die eigentliche Teststatistik definiert:

$$T_{\text{MK}} = \begin{cases} \frac{S-1}{V}, & \text{falls } S > 0 \\ 0, & \text{falls } S = 0 \\ \frac{S+1}{V}, & \text{falls } S < 0 \end{cases} \quad (41)$$

Dabei ist  $V = \frac{1}{18} \cdot (n \cdot (n - 1) \cdot (2 \cdot n + 5) - \sum_{p=1}^g t_p \cdot (t_p - 1) \cdot (2 \cdot t_p + 5))$ ,  $g$  die Anzahl Werte, die mehrfach vorkommen (*tie groups*) und  $t_p$  die Anzahl jedes Werts, der mehrfach vorkommt.

$T_{\text{MK}}$  ist ebenfalls asymptotisch standardnormalverteilt und die kritischen Werte ergeben sich analog zum Mann-Whitney-Wilcoxon-Test.

## Anhang B Statistische Kenngrößen und Parameterschätzer

Die folgenden Bezeichnungen beziehen sich auf die Stichprobenschätzer der entsprechenden Größen für eine Stichprobe  $(x_1, \dots, x_n)$ , zum Beispiel Hochwasserscheitel oder -füllen.  $x_{(i)}$ ,  $i = 1, \dots, n$ , sind die geordneten Stichprobenelemente, das heißt,  $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ .

Tabelle B.1: Stichprobenmomente

Art der Momente	Bezeichnung	Formel	Ordnung $k$
Ursprungsmomente	$m_{k,0,n}$	$\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i^k$	1, 2, ...
Zentralmomente	$m_{k,n}$	$\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - m_{1,0,n})^k$	2, 3, ...
Erwartungstreue Zentralmomente	$m_k$	$\frac{n^{k-1}}{\prod_{i=1}^{k-1} (n-i)} \cdot m_{k,n}$	2, 3, ...
(Erwartungstreue) Wahrscheinlichkeitsgewichtete Momente	$b_k$	$\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=k+1}^n \frac{\binom{i-1}{k}}{\binom{n-1}{k}} x_{(i)}$	0, 1, 2, ...
L- Momente		$l_1 = b_0$ $l_2 = 2 \cdot b_1 - b_0$ $l_3 = 6 \cdot b_2 - 6 \cdot b_1 + b_0$	

Tabelle B.2: Statistische Kennwerte (Stichprobenschätzer)

Art der Momente	Bezeichnung	Formel	Ordnung $k$
Mittelwert	$\bar{x}$	$m_{1,0,n} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i$	-
Standardabweichung	$s$	$m_2^{1/2} = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$	-
Variationskoeffizient	$c_v$	$\frac{s}{\bar{x}}$	-
Schiefekoeffizient	$c_s$	$\frac{n \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot s^3}$	-

## Anhang C Relevante Verteilungsfunktionen

Anmerkung:  $x$  steht für die betrachtete Zufallsvariable, das heißt, hier die Hochwasserscheitel oder -füßen,  $P_U$  steht für die Unterschreitungswahrscheinlichkeit.  $\hat{\theta}$  bezeichnet den mittels Stichprobenschätzer geschätzten Parameter  $\theta$ .

Tabelle C.1: Generalisierte Extremwertverteilung (GEV)

Verteilungsfunktion	$P_U(x) = F(x) = \exp \left[ - \left( 1 - \zeta \cdot \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\zeta}} \right] \quad \text{für } \zeta \neq 0$
Dichtefunktion	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \cdot \left( 1 - \zeta \cdot \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\zeta} - 1} \cdot \exp \left[ - \left( 1 - \zeta \cdot \frac{x - \mu}{\sigma} \right)^{\frac{1}{\zeta}} \right]$
Gültigkeitsbereiche	$\zeta \in \mathbb{R}, \quad \mu \in \mathbb{R}, \quad \sigma > 0$ $x \leq \mu + \frac{\sigma}{\zeta} \quad \text{für } \zeta > 0$ $\mu + \frac{\sigma}{\zeta} \leq x \quad \text{für } \zeta < 0$
Quantilsfunktion	$x(P_U) = \mu + \frac{\sigma}{\zeta} \cdot [1 - (-\ln P_U)^\zeta]$
<b>Parameterschätzung:</b>	
Momentenmethode	<p>Für <math>1,14 &lt; c_s &lt; 10</math>:</p> $\hat{\zeta} = 0,2858221 - 0,357983 \cdot c_s + 0,116659 \cdot c_s^2 - 0,022725 \cdot c_s^3 + 0,002604 \cdot c_s^4 - 0,000161 \cdot c_s^5 + 0,000004 \cdot c_s^6$ <p>Für <math>-2 &lt; c_s &lt; 1,14</math>:</p> $\hat{\zeta} = 0,277648 - 0,322016 \cdot c_s + 0,060278 \cdot c_s^2 + 0,016759 \cdot c_s^3 - 0,005873 \cdot c_s^4 - 0,00244 \cdot c_s^5 - 0,000050 \cdot c_s^6$ <p>Für <math>-10 &lt; c_s &lt; -2</math>:</p> $\hat{\zeta} = -0,50405 - 0,00861 \cdot c_s + 0,015497 \cdot c_s^2 + 0,005613 \cdot c_s^3 + 0,00087 \cdot c_s^4 + 0,000065 \cdot c_s^5$ $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{s^2 \cdot \hat{\zeta}^2}{\Gamma(1 + 2 \cdot \hat{\zeta}) - \Gamma^2(1 + \hat{\zeta})}}$ $\hat{\mu} = \bar{x} - \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\zeta}} \cdot [1 - \Gamma(1 + \hat{\zeta})]$

Tabelle C.1 (Ende)

L-Momente	$\hat{\zeta} = 7,8590 \cdot f + 2,9554 \cdot f^2, \quad f = \frac{2 \cdot l_2}{l_3 + 3 \cdot l_2} - \frac{\ln 2}{\ln 3}$ $\hat{\sigma} = \frac{\hat{\zeta} \cdot l_2}{\Gamma(1 + \hat{\zeta}) \cdot (1 - 2^{-\hat{\zeta}})}$ $\hat{\mu} = l_1 + \hat{\sigma} \cdot (\Gamma(1 + \hat{\zeta}) - 1) / \hat{\zeta}$
Maximum-Likelihood-Methode	<p>direkte Optimierung der Likelihood-Funktion:</p> $\ln L = -n \cdot \ln \sigma - \left(1 - \frac{1}{\zeta}\right) \cdot \sum_{i=1}^n \ln \left(1 - \sigma \cdot \frac{x_i - \mu}{\sigma}\right) \sum_{i=1}^n \left(1 - \sigma \cdot \frac{x_i - \mu}{\sigma}\right)^{\frac{1}{\zeta}}$

Tabelle C.2: Extremwertverteilung Typ 1 (Gumbel- Verteilung)

Verteilungsfunktion	$P_U = F(x) = \exp \left[ -\exp \left( -\frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right]$
Dichtefunktion	$f(x) = \frac{1}{\sigma} \cdot \exp \left( -\frac{x - \mu}{\sigma} \right) \cdot \exp \left[ -\exp \left( -\frac{x - \mu}{\sigma} \right) \right]$
Gültigkeitsbereiche	$-\infty < x < \infty, \sigma > 0$
Quantilsfunktion	$x(P_U) = \mu + \sigma \cdot [-\ln [-\ln P_U]]$
<b>Parameterschätzung:</b>	
1. Momentenmethode	$\sigma = \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot s$ $\hat{\mu} = \bar{x} - \gamma \cdot \hat{\sigma} \quad \gamma = 0,5772$
2. L-Momente	$\hat{\sigma} = \frac{l_2}{\ln 2}$ $\hat{\mu} = l_1 - \gamma \cdot \hat{\sigma}$
3. Maximum-Likelihood-Methode	<p><math>\hat{\sigma}</math> durch iteratives Lösen von</p> $\hat{\sigma} = \bar{x} - \frac{\sum_{i=1}^n x_i \cdot \exp \left( -\frac{x_i}{\hat{\sigma}} \right)}{\sum_{i=1}^n \exp \left( -\frac{x_i}{\hat{\sigma}} \right)}$ $\hat{\mu} = -\hat{\sigma} \cdot \ln \left( \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \exp \left( -\frac{x_i}{\hat{\sigma}} \right) \right)$

Tabelle C.3: Dreiparametrische Pearson-III-Verteilung

Verteilungsfunktion	$F(x) = \frac{\Gamma\left(\xi, \frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{\Gamma(\xi)} \quad \text{für } \sigma > 0$ $F(x) = 1 - \frac{\Gamma\left(\xi, \frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{\Gamma(\xi)} \quad \text{für } \sigma < 0$
Dichtefunktion	$f(x) = \frac{\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^{\xi-1} \cdot \exp\left(-\frac{x-\mu}{\sigma}\right)}{ \sigma  \cdot \Gamma(\xi)}$
Gültigkeitsbereiche	$\xi > 0, \sigma \neq 0$ $x \leq \mu \quad \text{für } \sigma < 0$ $x \geq \mu \quad \text{für } \sigma > 0$
Quantilsfunktion	$x(P_U) = \text{sgn}(\sigma) \cdot \gamma^{-1}(\xi, \Gamma(\xi) \cdot P_U) / \sigma + \mu,$ <p>wobei <math>\gamma^{-1}(a,b)</math> die Inverse der unvollständigen Gamma-Funktion der unteren Grenze ist.</p>
<b>Parameterschätzung:</b>	
1. Momentenmethode	$\hat{\xi} = \frac{4}{c_s^2}, \quad \hat{\sigma} = \frac{1}{2} \cdot c_s \cdot \sqrt{s}, \quad \hat{\mu} = \bar{x} - \hat{\xi} \cdot \hat{\sigma}$ <p>Falls <math>0,5 &lt; c_s &lt; 2</math>, sollte statt <math>c_s</math> die korrigierte Schiefe <math>c_s^* = \left(1 + \frac{8,5}{n}\right) \cdot c_s</math> in der Berechnung verwendet werden (BOBEE &amp; ROBITAILLE 1977)</p>
2. L-Momente	<p>In Abhängigkeit von <math>t_3 = l_3 / l_2</math>:</p> <p>Falls <math>0 &lt;  t_3  &lt; 1/3</math>:</p> $z = 3 \cdot \pi \cdot t_3^2$ $\hat{\xi} = \frac{1 + 0,2906 \cdot z}{z + 0,1882 \cdot z^2 + 0,0442 \cdot z^3}$ <p>Falls <math>1/3 \leq  t_3  &lt; 1</math>:</p> $z = 1 -  t_3 $ $\hat{\xi} = \frac{0,36067 \cdot z - 0,59567 \cdot z^2 + 0,25361 \cdot z^3}{1 - 2,78861 \cdot z + 2,56096 \cdot z^2 - 0,77045 \cdot z^3}$ $\hat{\sigma} = \frac{l_2 \cdot \Gamma(\hat{\xi}) \sqrt{\pi}}{\Gamma(\hat{\xi} + 0,5)} \text{sgn}(t_3)$ $\hat{\mu} = l_1 - \hat{\sigma} \cdot \hat{\xi}$

Tabelle C.3 (Ende)

3. Maximum-Likelihood-Methode	Iterative Bestimmung von $\hat{\xi}$ aus $\hat{\xi} = \frac{1}{1 - \frac{n^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu}) \cdot \sum_{i=1}^n \frac{1}{(x_i - \hat{\mu})}}$ $\hat{\sigma} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \hat{\mu})}{n \cdot \hat{\xi}}$
-------------------------------	-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

Tabelle C.4: Dreiparametrische logarithmische Normalverteilung

Verteilungsfunktion	$P_U = F(x) = \Phi \left[ \frac{\ln(x - \gamma) - \mu}{\sigma} \right]$
Dichtefunktion	$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \cdot (x - \gamma) \cdot \sigma} \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} \cdot \left( \frac{\ln(x - \gamma) - \mu}{\sigma} \right)^2 \right\}$
Gültigkeitsbereiche	$\gamma < x < \infty, \quad \gamma < x_{\min} \quad \sigma > 0$
Quantilsfunktion	$x(P_U) = \gamma + \exp(\mu + \Phi^{-1}(P_U) \cdot \sigma)$
<b>Parameterschätzung:</b>	
1. Momentenmethode	$\hat{\omega} = \left( 1 + \frac{c_s}{2} + \sqrt{\left(1 + \frac{c_s}{2}\right)^2 - 1} \right)^{\frac{1}{3}} + \left( 1 + \frac{c_s}{2} - \sqrt{\left(1 + \frac{c_s}{2}\right)^2 - 1} \right)^{\frac{1}{3}} - 1$ $\hat{\sigma} = \sqrt{\ln \hat{\omega}}$ $\hat{\mu} = \frac{1}{2} \cdot \ln \left( \frac{s^2}{\hat{\omega} \cdot (\hat{\omega} - 1)} \right)$ $\hat{\gamma} = \hat{x} - \exp \left( \hat{\mu} + \frac{\hat{\sigma}^2}{2} \right)$

Tabelle C.4 (Ende)

2. L-Momente	<p>Falls <math> t_3  = \left  \frac{l_3}{l_2} \right  \leq 0,94</math>:</p> $\hat{\sigma} = t_3 \cdot \frac{2,0466534 - 3,6544371 \cdot t_3^2 + 1,8396733 \cdot t_3^4 - 0,20360244 \cdot t_3^6}{1 - 2,0182173 \cdot t_3^2 + 1,2420401 \cdot t_3^4 - 0,21741801 \cdot t_3^6}$ $\hat{\mu} = \ln \left( \frac{l_2 \cdot \exp \left( -\frac{\hat{\sigma}^2}{2} \right)}{\Phi(\hat{\sigma}/2)} \right)$ $\hat{\gamma} = l_1 - \frac{l_2}{\Phi(\hat{\sigma}^2/2)}$
3. Maximum-Likelihood-Methode	<p>Iterative Bestimmung von <math>\gamma</math> aus</p> $\left( \sum_{i=1}^n \frac{1}{x_i - \gamma} \right) \left( \ln(x_i - \gamma) - \ln^2(x_i - \gamma) + \frac{1}{n} (\ln(x_i - \gamma))^2 \right)$ $-n \sum_{i=1}^n \frac{\ln(x_i - \gamma)}{x_i - \gamma} = 0$ $\hat{\mu} = \frac{1}{n} \cdot \ln(x_i - \hat{\gamma})$ $\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (\ln(x_i - \hat{\gamma}) - \hat{\mu})^2}$

Tabelle C.5: Dreiparametrische logarithmische Pearson-III-Verteilung

Verteilungsfunktion	$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x') dx'$
Dichtefunktion	$f(x) = \frac{\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^{\xi-1} \cdot \exp\left(-\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)}{x \cdot  \sigma  \cdot \Gamma(\xi)}$
Gültigkeitsbereiche	$\xi > 0,  \sigma  > 0$ $\exp(\mu) \leq x \leq \infty$ für $\sigma > 0$ $0 \leq x \leq \exp(\mu)$ für $\sigma < 0$
Quantilsfunktion	
<b>Parameterschätzung:</b>	
1. Momentenmethode	$\hat{\xi} = \frac{4}{c_{s,y}^2}, \quad \hat{\sigma} = \frac{1}{2} \cdot s_y \cdot \sqrt{c_{s,y}}, \quad \hat{\mu} = \bar{y} - \hat{\xi} \cdot \hat{\sigma}$ <p>Falls <math>0,5 &lt; c_{s,y} &lt; 2</math>, sollte statt <math>c_{s,y}</math> die korrigierte Schiefe <math>c_{s,y}^* = \left(1 + \frac{8,5}{n}\right) \cdot c_{s,y}</math> in der Berechnung verwendet werden (BOBEE &amp; ROBITAILE 1977)</p> <p><math>\bar{y}</math>, <math>s_y</math> und <math>c_{s,y}</math> beziehen sich auf die statistischen Kennwerte der logarithmierten Werte <math>y = \ln x</math>.</p>
2. L-Momente	Analog zu den L-Momenten der Pearson-III-Verteilung, allerdings werden die L-Momente nicht für die Werte $x$ berechnet, sondern für deren logarithmierte Variante $y = \ln x$ .
3. Maximum-Likelihood-Methode	<p>Iterativ aus</p> $\hat{\xi} = \frac{1}{1 - \frac{n^2}{\sum_{i=1}^n (\ln x_i - \hat{\mu}) \sum_{i=1}^n \frac{1}{(\ln x_i - \hat{\mu})}}}$ $\hat{\sigma} = \frac{\sum_{i=1}^n (\ln x_i - \hat{\mu})}{n \cdot \hat{\xi}}$

Tabelle C.6: Generalisierte Pareto-Verteilung

Verteilungsfunktion	$P_U = F(x) = 1 - \left( 1 + \kappa \cdot \left( \frac{x-u}{\beta} \right) \right)^{-\frac{1}{\kappa}}$
Dichtefunktion	$f(x) = \frac{1}{\beta} \cdot \left( 1 + \kappa \cdot \left( \frac{x-u}{\beta} \right) \right)^{-\frac{1}{\kappa}-1}$
Gültigkeitsbereiche	$\begin{aligned} x &\geq u \text{ für } \kappa \geq 0 \\ u \leq x \leq u - \beta/\kappa &\text{ für } \kappa < 0 \\ \beta &> 0, \kappa \neq 0 \end{aligned}$
Quantilsfunktion	$x(P_U) = u - \frac{\beta}{\kappa} \cdot (1 - (1 - P_U)^{-\kappa})$
Parameterschätzung:	$u$ ist bekannt, da der Schwellenwert hydrologisch-begründet gewählt wird.
1. Momentenmethode	$\begin{aligned} \hat{\kappa} &= -\frac{1}{2} \cdot \left( \frac{s^2}{\bar{x}^2} - 1 \right) \\ \hat{\beta} &= \bar{x} \cdot \frac{1}{2} \cdot \left( \frac{s^2}{\bar{x}^2} + 1 \right) \end{aligned}$ Mittelwert und Standardabweichung beziehen sich hier auf die Exzesse $X - u$ .
2. L-Momente	$\begin{aligned} \hat{\kappa} &= 2 \cdot \frac{l_1 - u}{l_2} \\ \hat{\beta} &= (1 - \hat{\kappa}) \cdot (l_1 - u) \end{aligned}$ Bemerkung: Die L-Momente werden auf Basis der Werte über dem Schwellenwert $u$ berechnet.
3. Maximum-Likelihood-Methode	Direkte Optimierung von $\ln L = -n \cdot \ln \beta - \kappa \cdot \sum_{i=1}^n \left( \frac{1}{\kappa} \cdot \ln \left( 1 + \kappa \cdot \frac{x_i}{\beta} \right) \right)$

Tabelle C.7: Cauchy-Verteilung

Verteilungsfunktion	$P_U = F(x) = \frac{1}{2} + \frac{1}{\pi} \cdot \arctan\left(\frac{x - \tau}{\gamma}\right)$
Dichtefunktion	$f(x) = \frac{1}{\pi} \cdot \frac{\gamma}{\gamma^2 + (x - \tau)^2}$
Gültigkeitsbereiche	$-\infty < x < \infty$ $\zeta > 0, -\infty < \tau < \infty$
Quantilsfunktion	$x(P_U) = \tau + \gamma \cdot \tan\left(\pi \cdot \left(P_U - \frac{1}{2}\right)\right)$
<b>Parameterschätzung:</b>	
1. Momentenmethode	Die Momente der Cauchy-Verteilung existieren nicht, sodass die Momentenmethode nicht angewendet werden kann.
2. L-Momente	L-Momente existieren nicht, es können aber getrimmte L-Momente verwendet werden (ELAMIR & SEHEULT 2003).
3. Maximum-Likelihood-Methode	Direkte Optimierung von $\ln L = n \cdot \ln \gamma - \sum_{i=1}^n \ln(\gamma^2 + (x_i - \tau)^2)$

## Anhang D Statistische Methoden zur Wahl der Verteilungsfunktion

### D.1 Vorbemerkungen

Die folgenden Bezeichnungen beziehen sich auf eine Stichprobe  $(x_1, \dots, x_n)$ , zum Beispiel Hochwasserscheitel oder -füllen.  $x_{(i)}$ ,  $i = 1, \dots, n$ , sind die geordneten Stichprobenelemente, das heißt,  $x_{(1)} \leq x_{(2)} \leq \dots \leq x_{(n)}$ .

$F_n(x) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n 1_{x_i \leq x}$  bezeichnet die empirische Verteilungsfunktion und  $F_0$  die theoretische Verteilungsfunktion, deren Anpassungsgüte geprüft wird.  $1_{x_i \leq x}$  ist dabei die Indikatorfunktion, welche 1 ergibt, falls  $x_i \leq x$ , und 0 sonst.

### D.2 Verteilungstests

#### Cramer-von-Mises Test bzw. Anderson-Darling Test

Nullhypothese:  $H_0: F_X = F_0$  (die Zufallsvariable  $X$  hat die Verteilung  $F_0$ )

Der Cramer-von-Mises-Test und der Anderson-Darling-Test gehören beide zur Klasse der Tests, welche auf dem quadratischen Abstand der Verteilungsfunktionen beruhen. Die allgemeine Teststatistik für diese Tests ist

$$T = n \cdot \int_{-\infty}^{\infty} (F_n(x) - F_0(x))^2 \omega(x) dF_0(x) \quad (42)$$

Die Cramer-von-Mises-Teststatistik ergibt sich für  $\omega(x) = 1$  zu

$$T_{\text{CVM}} = \frac{1}{12 \cdot n} + \sum_{i=1}^n \left( \frac{2 \cdot i - 1}{2 \cdot n} - F_0(x_{(i)}) \right)^2 \quad (43)$$

Die Nullhypothese wird abgelehnt, falls  $T_{\text{CVM}} > c_\alpha$ . Die kritischen Werte  $c_\alpha$  liegen in Tabellen vor.

Die Anderson-Darling-Teststatistik ergibt sich für  $\omega(x) = \frac{1}{F_0(x) \cdot (1 - F_0(x))}$  zu

$$T_{\text{AD}} = -n - \sum_{i=1}^n \frac{2 \cdot i - 1}{n} (\ln(F_0(x_{(i)})) + \ln(1 - F_0(x_{(n+1-i)}))) \quad (44)$$

Kritische Werte für diese Teststatistik können rechnergestützt ermittelt werden.

#### Kolmogorov-Smirnov Test

Nullhypothese:  $H_0: F_X = F_0$  (die Zufallsvariable  $X$  hat die Verteilung  $F_0$ )

Teststatistik:  $T_{\text{KS}} = \sup_{1 \leq k \leq n} |F_n(x_k) - F_0(x_k)|$

Die Nullhypothese wird abgelehnt, falls  $T_{\text{KS}} > d_\alpha$ .  $d_\alpha$  ist der kritische Wert zum Signifikanzniveau  $\alpha$  und kann über die Näherungsformel

$$d_\alpha = \frac{\sqrt{-0,5 \cdot \ln\left(\frac{\alpha}{2}\right)}}{\sqrt{n}} \quad (45)$$

für  $n > 35$  gewonnen werden. Für das übliche Signifikanzniveau von 5% ergibt sich somit  $d_\alpha = \frac{1,358}{\sqrt{n}}$ . Für  $n \leq 35$  liegen die Werte für  $d_\alpha$  tabelliert vor.

Es ist zu berücksichtigen, dass der Kolmogorov-Smirnov-Test bei kleinen Stichproben nur eine geringe Aussagekraft besitzt und zudem nicht mit den oben angegebenen kritischen Werten anwendbar ist, wenn die Verteilungsparameter aus der Stichprobe geschätzt werden.

### D.3 Informationskriterien

Im Folgenden bezeichnet  $\hat{L}$  den maximalen Likelihood-Wert des an die Daten angepassten Modells (siehe 4.4.4) und  $k$  die Anzahl der Parameter der theoretischen Verteilungsfunktion.

Das Akaike-Informationskriterium ist definiert als

$$AIC = 2 \cdot k - 2 \cdot \ln(\hat{L}) \quad (46)$$

und das Bayesche Informationskriterium als

$$BIC = k \cdot \ln(n) - 2 \cdot \ln(\hat{L}). \quad (47)$$

## Anhang E Definitionen ausgewählter Archimedischer Copulas

In der folgenden Tabelle E.1 sind die mathematischen Formulierungen der gängigen archimedischen Copulas (Clayton, Frank und Gumbel), deren Generatorfunktionen, die Wertebereiche der Copula-Parameter sowie dessen funktionale Beziehung zum Korrelationskoeffizienten nach Kendall dargestellt.

Tabelle E.1: Definitionen häufig verwendeter Archimedischer Copulas

Copula $C_\theta$	Generator $\varphi(t')$ **	Wertebereich von $\theta$	Funktionale Beziehung von $\theta$ und Kendall's $\tau$
Clayton oder Cook-Johnson			
$C_\theta(u,v) = [u^{-\theta} + v^{-\theta} - 1]^{-\frac{1}{\theta}}$	$t'^{-\theta} - 1$	$(0, \infty)$	$\tau = \frac{\theta}{\theta + 2}$
Frank			
$C_\theta(u,v) = -\frac{1}{\theta} \cdot \ln \left[ 1 + \frac{(e^{-\theta u} - 1) \cdot (e^{-\theta v} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right]$	$-\ln \left( \frac{e^{-\theta t'} - 1}{e^{-\theta} - 1} \right)$	$-\ln(-\infty, \infty) \setminus \{0\}$	$\tau = 1 - \frac{4}{\theta} \cdot [1 - D_1(\theta)] *$
Gumbel oder Gumbel-Hougaard			
$C_\theta(u,v) = \exp \left\{ -[(-\ln u)^\theta + (-\ln v)^\theta]^{\frac{1}{\theta}} \right\}$	$(-\ln t')^\theta$	$(1, \infty)$	$\tau = 1 - \theta^{-1}$
* 1. Debye Funktion: $D_1(\theta) = \frac{1}{\theta} \cdot \int_0^\theta \frac{t'}{e^{t'} - 1} dt'$			
** $t' = u$ oder $t' = v$ in der Copula-Funktion			

Unter Berücksichtigung standardnormalverteilter Randverteilungen, ergeben sich die Dichten (PDF) der ausgewählten archimedischen Copulas in Abhängigkeit verschiedener Korrelationskoeffizienten wie in nachfolgendem Bild E.1 dargestellt. Zur besseren Veranschaulichungen sind die Randverteilungen standardnormalverteilt.

Es ist zu erkennen, dass die Clayton-Copula geeignet ist um eine untere Abhängigkeit, die Gumbel-Copula hingegen um eine obere Abhängigkeit der Variablen abzubilden. Die Frank-Copula weist keine Abhängigkeit in den Randbereichen auf.

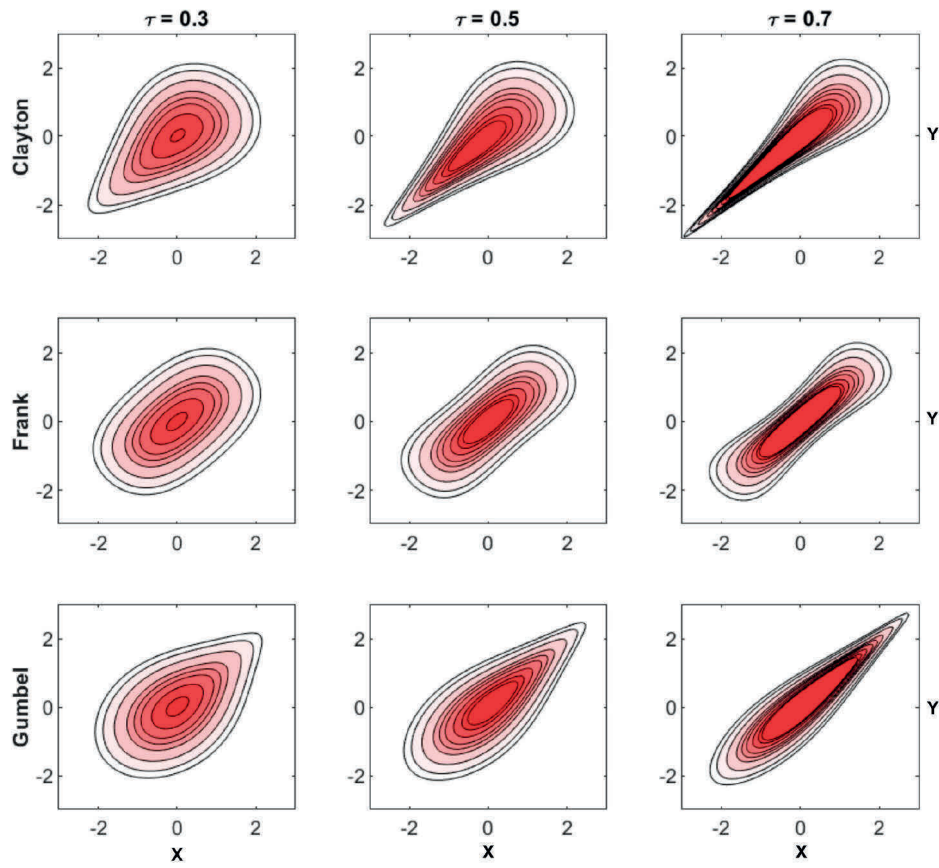


Bild E.1: Dichten der Archimedischen Copulas für verschiedene Werte von Kendalls Tau

## Anhang F Verfahren zur Hochwassertypisierung

### F.1 Vorbemerkungen

Anhang F enthält die Beschreibung eines Verfahrens zur Hochwassertypisierung, welches als Grundlage für die typbasierte Statistik verwendet werden kann. Es existieren zahlreiche weitere Hochwassertypisierungen, die bei geeigneter Datenverfügbarkeit und unter bestimmten statistischen Gesichtspunkten (siehe 3.3.4) ebenfalls verwendet werden können. Aufgrund der einfachen Anwendbarkeit und der nur wenigen zusätzlich zu den Hochwasserereignissen benötigten Daten wird jedoch der Fokus hier lediglich auf dieses Verfahren gelegt.

### F.2 Hochwassertypisierung

Das im Folgenden beschriebene Verfahren zur Hochwassertypisierung gehört zu den hybriden kausativ-ganglinienbasierten Verfahren (Bild F.1). Es wurde von FISCHER et al. (2019) entwickelt. Grundlage bilden separierte Hochwasserereignisse (siehe 3.3), für die Beginn und Ende sowie die Hochwasserfülle, der Hochwasserscheitel und der Beginn des zugehörigen Niederschlagsereignisses vorliegen. Zusätzlich werden Zeitreihen von Niederschlag und Schneeschmelze (gegebenenfalls gebietsbezogen) benötigt, welche in derselben zeitlichen Auflösung vorliegen müssen wie die Abflussdaten (in der Regel täglich). Die zum Ereignis gehörende Niederschlagssumme wird als die Summe des Niederschlags bestimmt, welche vom Beginn des Niederschlagsereignisses bis einen Tag vor Ende des Hochwasserereignisses fällt. Analog ist die Summe der zugehörigen Schneeschmelze definiert.

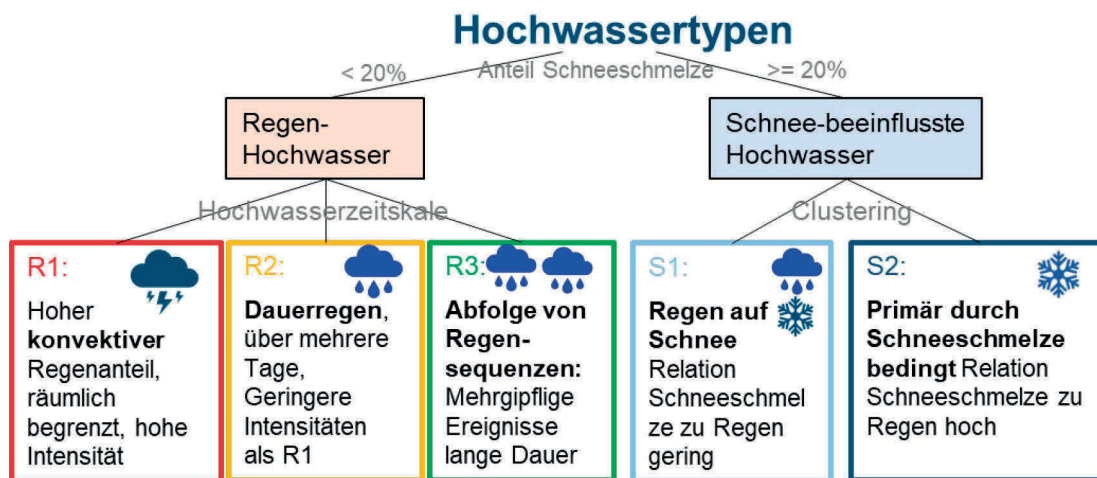


Bild F.1: Schematische Darstellung der Hochwassertypisierung

#### 1. Unterteilung in regengetriebene und schneeschmelzbeeinflusste Hochwasser

Der erste Schritt der Typisierung besteht aus einer Unterteilung der Hochwasser anhand ihrer meteorologischen Ursachen in regengetriebene und schneeschmelzbeeinflusste Hochwasser. Regengetriebene Hochwasser sind definiert als die Hochwasser, bei denen der Anteil des Schneeschmelzwassers an der Summe von ereignisspezifischem Niederschlag und Schneeschmelze weniger als 20 % ausmacht. Das heißt, das Hochwasser  $i$  ist ein regengetriebenes Hochwasser, falls

$$\frac{S_i}{P_i + S_i} < 0,2 \quad (48)$$

wobei  $P_i$  der Niederschlag zum Ereignis  $i$  ist und  $S_i$  das Schneeschmelzwasser zum Ereignis  $i$ . Bei einem Anteil des Schneeschmelzwassers größer gleich 20 % wird das Hochwasserereignis als schneeschmelzbeeinflusst definiert.

Eine alleinige Unterteilung in regengetriebene und schneesmelzbeeinflusste Hochwasser ist zu grob, da es auch Unterschiede in der zeitlichen und räumlichen Verteilung des Niederschlags gibt, die berücksichtigt werden müssen. Ebenso ist zwischen Regen-auf-Schnee-Hochwassern und Schneeschmelz-Hochwassern, welche durch einen hohen Anteil an Schneeschmelze gekennzeichnet sind, zu unterscheiden.

## 2. Weitere Unterteilung der regengetriebenen Hochwasser anhand der Ganglinie

Eine Unterscheidung der regengetriebenen Hochwasser anhand der Verteilung des Niederschlags ist nicht möglich, da diese sehr gebietspezifisch sein kann. Eine Unterscheidung kann jedoch anhand der resultierenden Hochwasserwelle vorgenommen werden. Dazu wird die sogenannte Hochwasserzeitskala in Form des TQ-Werts angewendet. Dieser ist definiert als das Verhältnis von Hochwasserfülle zu Hochwasserscheitel und wird in Stunden angegeben (GAÁL et al. 2012). Beschrieben wird damit die Form der Ganglinie und eine Unterscheidung verschiedener Hochwassertypen wird ermöglicht (FISCHER et al. 2016). Wichtig in diesem Zusammenhang ist, dass das Direktabflussvolumen und der Direktabflussscheitel (also Scheitel und Volumen nach Abzug des Basisabflusses) zur Berechnung der Hochwasserzeitskala verwendet werden.

Die regengetriebenen Hochwasser werden zunächst aufsteigend nach ihrer Hochwasserzeitskala sortiert. Anschließend werden zwei der TQ-Werte als Schwellenwerte TQ1 und TQ2 definiert. Als Startwerte eignen sich die TQ-Werte, welche die regengetriebenen Hochwasser in ungefähr drei gleichgroße Stichproben unterteilen. Anschließend wird eine lineare Regression zwischen Direktscheitel  $Q_{p,dir}$  und Direktvolumen  $Vol_{dir}$  für jede der Stichproben berechnet. Die Regression geht dabei durch den Ursprung, das heißt,

$$Vol_{dir} = \alpha \cdot Q_{p,dir} \quad (49)$$

Für jede der drei Regressionen wird das Bestimmtheitsmaß berechnet und deren Summe gebildet. Die Schwellenwerte der TQ-Werte werden so lange variiert, bis die Summe der drei Bestimmtheitsmaße maximal ist. Dabei ist zu berücksichtigen, dass jede der drei Teilstichproben eine minimale Anzahl an Ereignissen umfassen sollte. Diese Anzahl sollte 20 % der Gesamtanzahl der regengetriebenen Hochwasser nicht unterschreiten. Die TQ-Schwellenwerte, TQ1 und TQ2, bestimmen nun die drei regengetriebenen Hochwassertypen (Bild F.2):

- R1: Ereignisse mit TQ-Wert kleiner als TQ1, das heißt, großer Scheitel und vergleichsweise kleine Fülle, assoziiert mit Starkregen;
- R2: Ereignisse mit TQ-Wert größer als TQ1 aber kleiner als TQ2, das heißt, ausgeglichenes Verhältnis zwischen Scheitel und Fülle, assoziiert mit langandauerndem Regen;
- R3: Ereignisse mit TQ-Wert größer als TQ2, das heißt, großes Volumen, oftmals mehrere, aber kleine Scheitel, assoziiert mit Dauerregen und der Abfolge vieler einzelner Regenereignisse nacheinander in kurzer Zeit.

Liegen einzelne sehr große Hochwasser in der Stichprobe der regengetriebenen Hochwasser vor, so sollten diese vor Berechnung der linearen Regression aus der Stichprobe entfernt werden, wenn sie stark dominierenden Einfluss auf das Bestimmtheitsmaß haben. Nach Berechnung der optimierten TQ-Schwellenwerte können diese großen Ereignisse wieder anhand ihres TQ-Werts in die Stichprobe einsortiert werden.

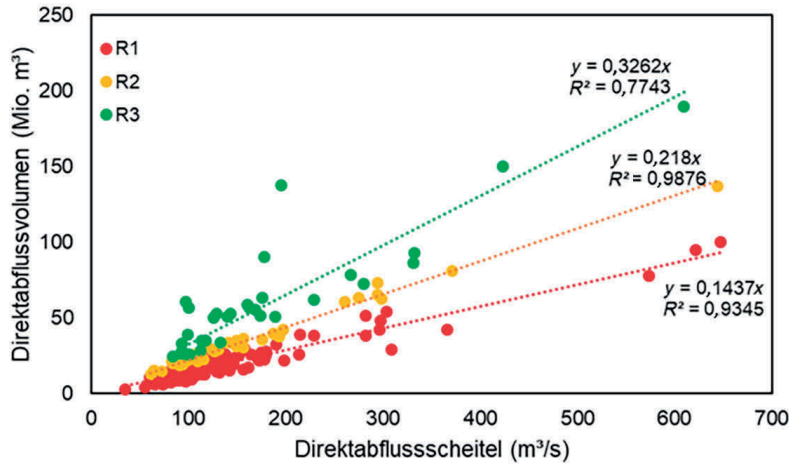


Bild F.2: Unterteilung der regengetriebenen Hochwasser anhand ihrer TQ-Werte mittels linearer Regression (gestrichelte Linie) für den Pegel Marienthal/Regen.  $R^2$  ist das Bestimmtheitsmaß

### 3. Weitere Unterteilung der schneesmelzbeeinflussten Hochwasser

Bei den schneesmelzbeeinflussten Hochwassern sind zwei wesentliche Typen zu unterscheiden: Regen-auf-Schnee-Hochwasser (bezeichnet mit S1) und Schneeschmelz-Hochwasser (bezeichnet mit S2). Erstere zeichnen sich durch einen hohen Anteil flüssigen Niederschlags aus, während letztere hauptsächlich durch Schneeschmelze bestimmt werden. Eine einfache Unterteilung dieser Hochwasertypen kann visuell erfolgen, indem die Niederschlagssumme gegen die Menge an Schneeschmelze (gemessen oder aus einem hydrologischen Modell) aufgetragen wird und zwei Gruppen gebildet werden. Eine objektivere Unterteilung erfolgt mittels des kMeans-Cluster-Algorithmus, welcher anhand der Eingangsdaten Niederschlagssumme, Schneeschmelzsumme und Abflussbeiwert zwei disjunkte Gruppen bildet (Bild F.3).

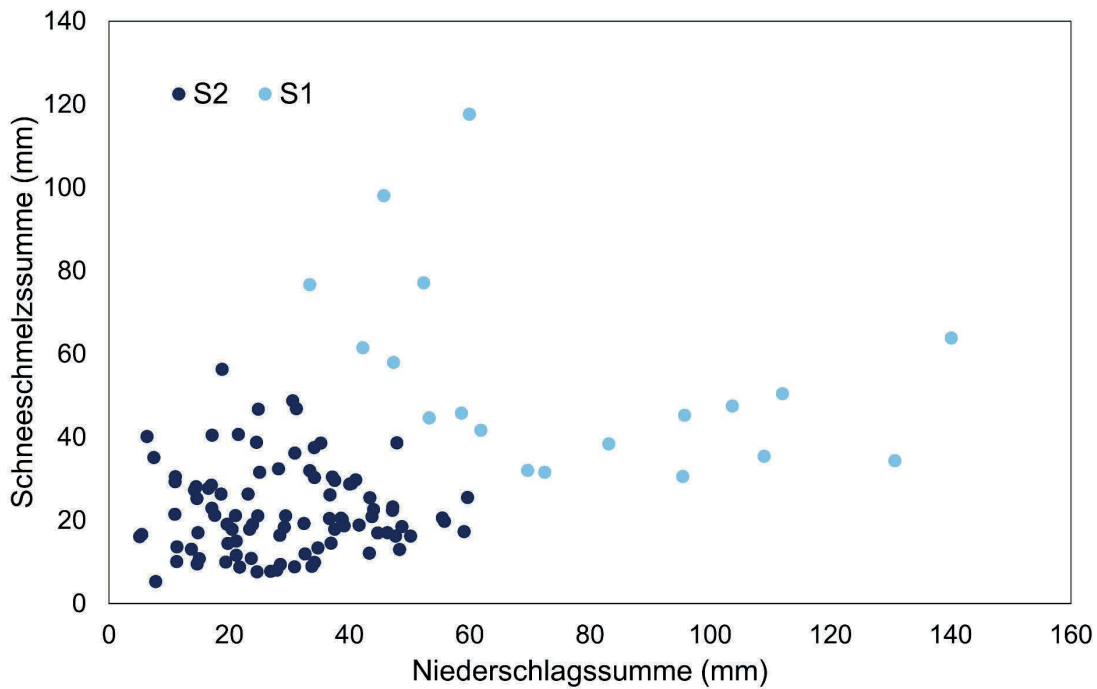


Bild F.3: Unterteilung der schneesmelzbeeinflussten Hochwasser anhand ihrer Niederschlags- und Schneeschmelzsumme für den Pegel Marienthal/Regen

## Anhang G Verfahren zur Ermittlung von Saisonalität

### G.1 Vorbemerkungen

Anhang G enthält die Beschreibung eines Verfahrens, mit dem festgestellt werden kann, ob Saisonalität in den Daten vorliegt. Dieses Verfahren wird auf die Jahreshöchstabflüsse angewendet, sodass ermittelt werden kann, ob eine Mehrzahl dieser Ereignisse in einer Saison auftritt. Durch die wahrscheinlichkeitsgewichtete Erweiterung des Verfahrens kann zudem ermittelt werden, ob zum Beispiel nur besonders große Hochwasser in einer Saison auftreten.

### G.2 Das wahrscheinlichkeitsgewichtete Burn-Diagramm

Um die zeitliche Verteilung der Jahreshöchstabflüsse zu analysieren, kann die Direktionalstatistik genutzt werden (BURN 1997). Hierbei wird der Tag des Scheitelabflusses im Bogenmaß ausgedrückt. Die 365 Tage eines Jahres werden hierzu den  $360^\circ$  des Einheitskreises zugeordnet. Das julianische Datum (Nummer des Tages im Kalenderjahr,  $j = 1, \dots, 365$ ) kann wie folgt als Radiant  $\theta_j$  ausgedrückt werden:

$$\theta_j = (\text{Kalendertag}) \cdot \left(\frac{2\pi}{365}\right) \quad (50)$$

Der Kalendertag entspricht somit einem Winkel im Einheitskreis, der entgegengesetzt zum Uhrzeigersinn von 0 bis  $2\pi$  ausgedrückt wird. Für eine Reihe von  $n$  Jahreshöchstabflüssen kann diese Information grafisch dargestellt werden. Die Koordinaten ergeben sich für das Ereignis  $i$  mit zugehörigem Radianten  $\theta_i$  wie folgt:

$$x_i = \cos \theta_i, \quad y_i = \sin \theta_i \quad (51)$$

Die Zuordnung des Bogenmaßes zu Tageswerten kann sowohl für das Kalenderjahr oder das Abflussjahr erfolgen; der Kalendertag 1 in letzterem Fall ist dann der 1. November. Aus dieser Darstellung wird die Saisonalität der Hochwasserverhältnisse ersichtlich. In Bild G.1 beispielsweise, ist zu sehen, dass ein Großteil der Jahreshöchstabflüsse im hydrologischen Winterhalbjahr auftreten, was auch der mittlere Kalendertag belegt.

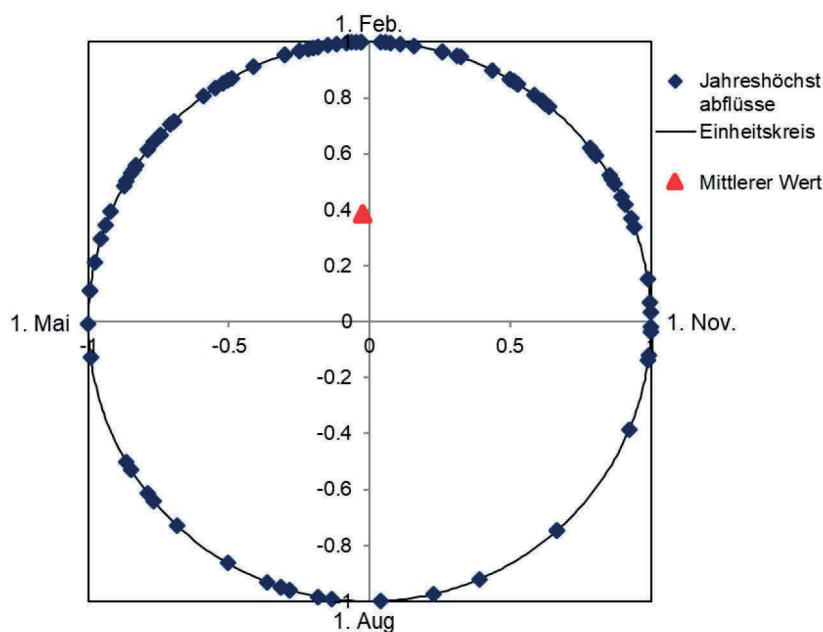


Bild G.1: Burn-Diagramm der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen

Um die Hochwassersaisonalität verschiedener Pegel vergleichen zu können, werden die  $x$ - und die  $y$ -Koordinate der Tage, an denen der Jahreshöchstabfluss auftrat, gemittelt. Man erhält somit den Erwartungswert des Tages innerhalb eines Jahres, an dem der Jahreshöchstabfluss auftritt:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \cos \theta_i \quad (52)$$

$$\bar{y} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \sin \theta_i \quad (53)$$

Die Koordinaten  $\bar{x}$  und  $\bar{y}$  definieren den Vektor des mittleren Hochwasserdatums, dessen Richtung, ausgedrückt in Radiant, sich wie folgt ergibt:

$$\bar{\theta} = \tan^{-1} \left( \frac{\bar{x}}{\bar{y}} \right) \quad (54)$$

Hierbei ist das Vorzeichen zu beachten, abhängig davon, in welchem Quadranten des Einheitskreises die Koordinaten  $\bar{x}$  und  $\bar{y}$  liegen.

Eine Rücktransformation in den entsprechenden Kalendertag  $MD$  ist leicht möglich:

$$MD = \bar{\theta} \cdot \frac{365}{2\pi} \quad (55)$$

Der so ermittelte Erwartungswert des Tages mit dem Jahreshöchstabfluss  $MD$  charakterisiert die dominierende Hochwasserentstehung anhand des Auftretens im Jahr (z. B. Schneeschmelze im Frühjahr oder konvektiver Starkregen im Sommer). Die Variabilität des Hochwassereintrittsdatums wird durch die Lage des Punkts mit den Koordinaten  $(\bar{x}, \bar{y})$  bezüglich des Mittelpunkts des Einheitskreises charakterisiert. Läge der Punkt  $(\bar{x}, \bar{y})$  auf dem Einheitskreis, wäre keine Variabilität vorhanden, das heißt, alle  $n$  Hochwasser würden dann am jeweils gleichen Kalendertag der  $n$  Jahre aufgetreten. Liegt der Punkt  $(\bar{x}, \bar{y})$  dagegen nahe am Mittelpunkt des Einheitskreises, so traten die Jahreshöchstabflüsse an vielen unterschiedlichen Tagen auf. Der Distanzwert zum Mittelpunkt  $r$  charakterisiert somit die Variabilität des Auftretens des Jahreshöchstwerts:

$$r = \sqrt{\bar{x}^2 + \bar{y}^2} \quad (56)$$

Je kleiner  $r$  ist, desto höher ist die Variabilität der Kalendertage mit Hochwasserscheitelabfluss.

Häufig sind die Hochwasserscheitel in ihrer jahreszeitlichen Verteilung unterschiedlich groß. Um diese jahreszeitlichen Unterschiede zu berücksichtigen, kann der Abstand der Eintragungsstelle eines Hochwassers vom Kreisursprung als Maß für die Größe des Ereignisses verwendet werden. Hierzu werden die Koordinaten des Hochwassers  $i$ ,  $x_i$  und  $y_i$  mit der empirischen Unterschreitungswahrscheinlichkeit des jeweiligen Hochwasserereignisses (siehe 4.2) gewichtet:

$$x_i' = P_u(HQ_i) \cdot \cos \theta_i = \frac{m}{n+1} \cdot \cos \theta_i \quad (57)$$

$$y_i' = P_u(HQ_i) \cdot \sin \theta_i = \frac{m}{n+1} \cdot \sin \theta_i$$

wobei  $m$  der Rang des Hochwasserscheitels  $HQ_i$  ist.

Der größte Beobachtungswert hat die empirische Unterschreitungswahrscheinlichkeit 1 und wird deshalb auf dem Einheitskreis dargestellt, die kleineren Ereignisse werden dagegen mit abnehmender Höhe des Scheitelabflusses in Richtung des Kreismittelpunkts versetzt. Der Kalendertag wird somit weiterhin durch die Richtung des Vektors des Hochwasserdatums, die Größe des jeweiligen Hochwassers durch die Länge dieses Vektors charakterisiert. Mit dieser Darstellung ist es möglich, die innerjährige Verteilung der großen und kleineren Hochwasser zu visualisieren. Ein Beispiel ist in Bild G.2 gegeben. Dort sind neben den Jahreshöchstwerten auch die Quantilgrenzen angegeben. Für drei Quantilbereiche (größte 10 % aller beobachteten Hochwasser, 90 % bis 50 % beziehungsweise unter 50 % empirische Unterschreitungswahrscheinlichkeit) wurde das jeweilige mittlere Hochwasserdatum durch Mittelung der Ortskoordinaten der Hochwasser in diesen Quantilbereichen ermittelt. Die so gemittelten Werte bezeichnen das mittlere Eintrittsdatum eines Hochwassers in diesem Quantilsbereich und gleichzeitig die Variabilität des Eintrittszeitpunkts der Ereignisse innerhalb dieses Bereichs. Zu beachten ist, dass die Variabilität natürlich von der Zahl der betrachteten Hochwasser abhängt, die in der Gruppe der größten Ereignisse zwangsläufig am geringsten ist. Bild G.2 zeigt, dass trotz häufigerer Jahreshöchstabflüsse im Winter einige der größten Hochwasser im Sommer aufgetreten sind.

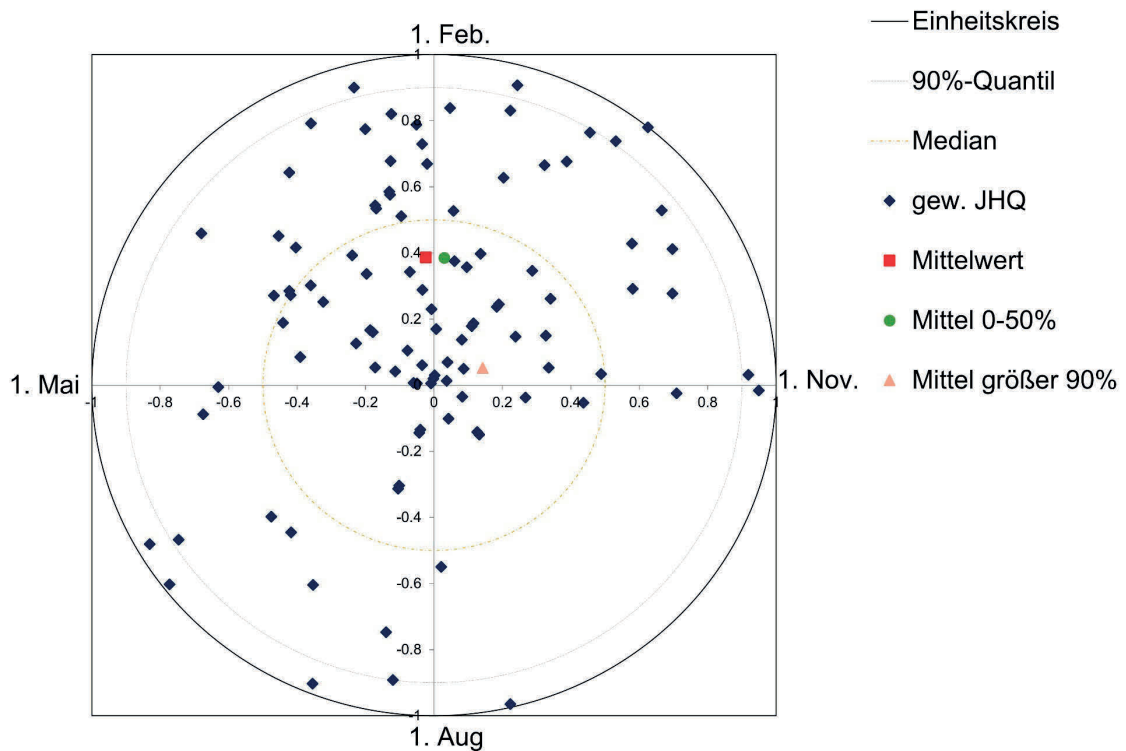


Bild G.2: Wahrscheinlichkeitsgewichtetes Burn-Diagramm der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen

## Anhang H Verfahren zur Berücksichtigung historischer Hochwasser

Historische Hochwasser können in zweierlei Weise für die hochwasserstatistische Analyse herangezogen werden, (a) zur Einschätzung der *Plotting Positions* der Systematischen Reihe und der historischen Hochwasser selbst, und (b) zur Parameterschätzung der Verteilungsfunktion gemeinsam mit der systematischen Reihe. Für den letzteren Fall werden in dieser Anlage das Verfahren aus 5.2 kurz beschrieben und beispielhaft auf den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde in Sachsen ( $A_E = 2.107 \text{ km}^2$ ) angewendet. Systematische Pegelbeobachtungen liegen für den Zeitraum 1910 bis 2020, das heißt, für 111 Jahre vor. Das erste historische Hochwasser, dessen Größe allerdings nicht rekonstruiert werden konnte, ist aus dem Jahr 1433 überliefert. Damit umfasst die systematische Reihe  $s = 111$  Jahre, der Gesamtzeitraum  $n = 588$  Jahre und der historische Zeitraum  $h = 477$  Jahre. Bild H.1 zeigt die Hochwasserdaten.

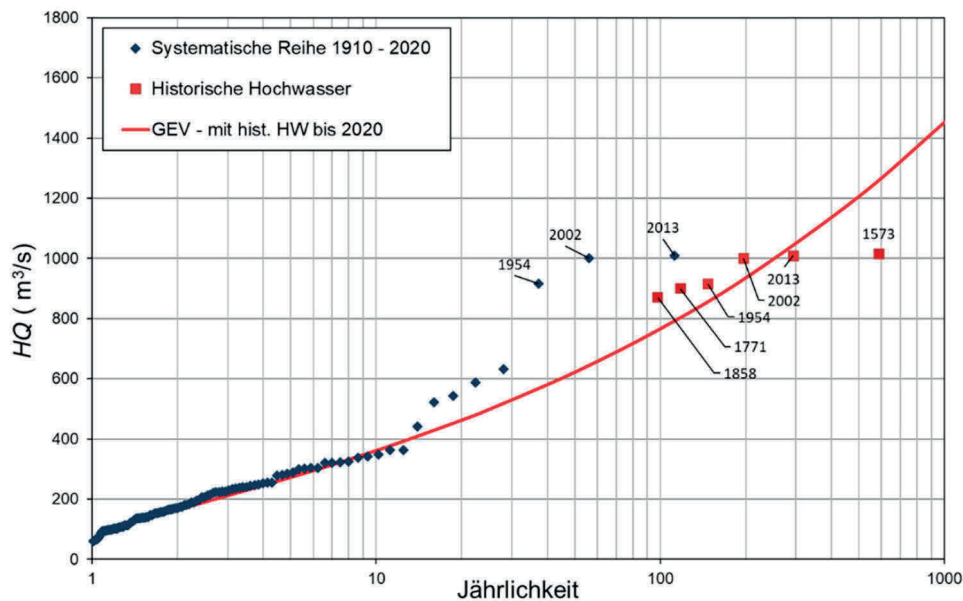


Bild H.1: Historische Hochwasser (grau) und Hochwasser der systematischen Reihe für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde in Sachsen (siehe 5.2)

### Parameterschätzung – Partielle wahrscheinlichkeitsgewichtete Momente

Die Parameterschätzung mittels partieller wahrscheinlichkeitsgewichteter Momente (*Partial Probability Weighted Moments*, PPWM) geht von den folgenden Überlegungen aus: Die historische Reihe vor Beginn der systematischen Beobachtung enthält nur besonders bemerkenswerte Ereignisse. Für Jahre, in denen ein Extremereignis auftrat, dieses aber weder außergewöhnlich hoch noch besonders schadenverursachend war, liegen dagegen keine Werte vor. Insofern kann die historische Reihe als partielle Serie angesehen werden, die nur aus Werten über einem Schwellenwert besteht. Da die Ereignisse in der systematischen Reihe, die den Schwellenwert übersteigen, ebenfalls als historische Ereignisse betrachtet werden, wird aus dieser Reihe nach Entfernung dieser Höchstwerte eine partielle Serie, die dann die Unterschreitungen des Schwellenwerts beinhaltet. Um die beiden partiellen Serien zu kombinieren, werden die partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente der Reihen der Unterschreitungen und der Überschreitungen des Schwellenwerts genutzt (WANG 1990):

$$\beta_r = \int_0^1 Q(F)F^r dF = \int_0^{F_0} Q(F)F^r dF + \int_{F_0}^1 Q(F)F^r dF = \beta_r'' + \beta_r' \quad (58)$$

Dabei wird mit  $F_0 = F(Q_0)$  die Unterschreitungswahrscheinlichkeit des Schwellenwerts bezeichnet.

Es wird eine systematische Datenerfassung über  $s$  Jahre angenommen. Zusätzlich sind historische Aufzeichnungen über  $h = n - s$  Jahre vorhanden. Während des gesamten betrachteten Zeitraums von  $n$  Jahren haben  $k$  Ereignisse den Schwellenwert  $Q_0$  überschritten. Für die Berechnung der PPWM für

Werte unter dem gewählten Schwellenwert  $Q_0(\beta_r^{**})$  wird die systematische Beobachtungsreihe von  $s$  Jahren genutzt, wobei die Werte, die in Folge der Überschreitung des Schwellenwerts als historische Ereignisse betrachtet werden ( $Q_i > Q_0$ ) durch Nullwerte ersetzt werden:

$$b_r'' = \frac{1}{s} \sum_{i=1}^s \frac{(i-1)(i-2)\dots(i-r)}{(s-1)(s-2)\dots(s-r)} \cdot Q_i^* \quad (59)$$

$$\text{mit } Q_i^* = \begin{cases} Q_i & Q_i \leq Q_0 \\ 0 & Q_i > Q_0 \end{cases}$$

Die neue Reihe (mit Nullwerten) ist vor der Berechnung neu zu ordnen:  $Q_1 \leq Q_2 \leq \dots \leq Q_s$ . Für die Berechnung der partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente der Überschreitungen des Schwellenwerts werden die  $k$  grenzwertüberschreitenden Werte auf den Gesamtzeitraum von  $n$  Jahren bezogen:

$$b_r^i = \frac{1}{n} \sum_{i=n-k+1}^n \frac{(i-1)(i-2)\dots(i-r)}{(n-1)(n-2)\dots(n-r)} \cdot Q_i \quad (60)$$

mit Werten  $Q_{n-k+1} \leq Q_{n-k+2} \leq \dots \leq Q_n$ . Die erwartungstreue Schätzung für die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente ergibt sich dann aus der Addition der partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente:

$$b_r = b_r'' + b_r^i \quad (61)$$

Die Schätzung der Verteilungsfunktion erfolgt im Weiteren über die L-Momente. Das Ergebnis zeigt Bild H.2.

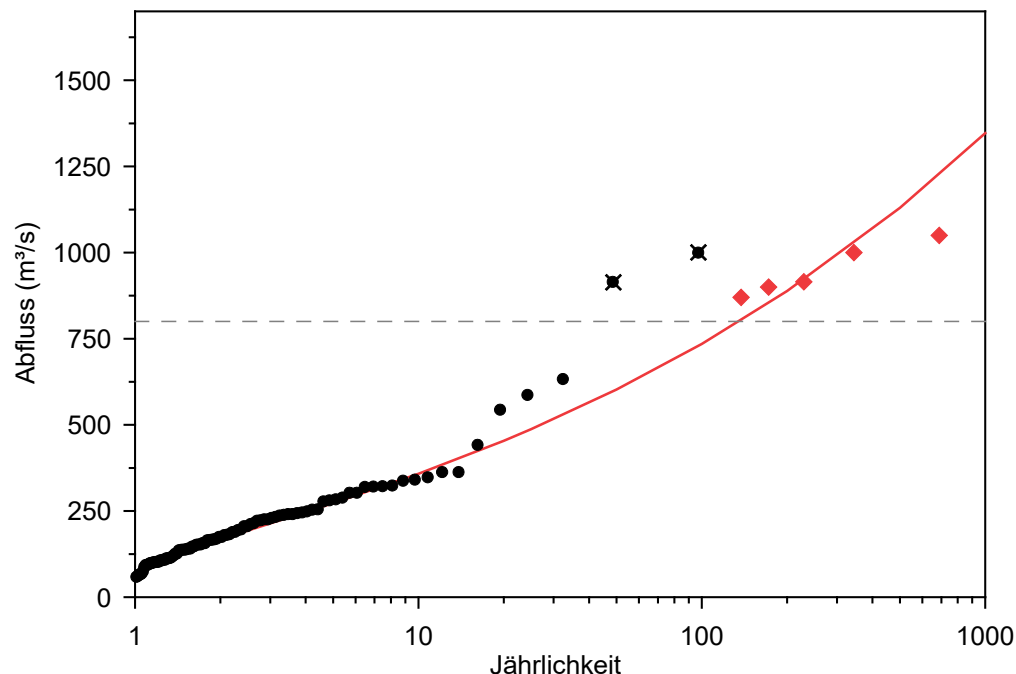


Bild H.2: Berücksichtigung historischer Hochwasser für den Pegel Wechselburg 1/Zwickauer Mulde mittels PPWM

## Quellen und Literaturhinweise

### Recht

WHG – Wasserhaushaltsgesetz: Gesetz zur Ordnung des Wasserhaushalts vom 31. Juli 2009, BGBl. I S. 2585. Stand: zuletzt geändert durch Artikel 7 des Gesetzes vom 22. Dezember 2023, BGBl. 2023 I Nr. 409

### Technische Regeln

#### DIN-Normen

DIN 4049-3 (Oktober 1994): Hydrologie – Teil 3: Begriffe zur quantitativen Hydrologie

DIN 19700-11 (Juli 2004): Stauanlagen – Teil 11: Talsperren

DIN EN ISO 772 (Oktober 2024): Hydrometrie – Begriffe und Symbole

#### DWA-Regelwerk

DWA-A 400 (Mai 2018): Grundsätze zur Erarbeitung des DWA-Regelwerks. Arbeitsblatt

DVWK-R 101 (1979): Empfehlung zur Berechnung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten. DVWK-Regeln zur Wasserwirtschaft (zurückgezogen)

DVWK-M 209 (1989): Wahl des Bemessungshochwassers: Entscheidungswege zur Festlegung des Schutz- und Sicherheitsgrades. DVWK-Merkblätter zur Wasserwirtschaft

DVWK-M 251 (1999): Statistische Analyse von Hochwasserabflüssen; DVWK-Merkblätter zur Wasserwirtschaft (zurückgezogen)

### Literatur

AHN, K. H.; PALMER, R. (2016): Regional flood frequency analysis using spatial proximity and basin characteristics: Quantile regression vs. parameter regression technique. In: *Journal of Hydrology*, 540, pp. 515–526

BARTENS, A.; HABERLANDT, U. (2021): Flood frequency analysis using mean daily flows vs. instantaneous peak flows. In: *HESS Discussions*

BAYLISS, A.C.; REED, D.W (2001): The use of historical data in flood frequency estimation. Report to MAFF. Centre for Ecology and Hydrology, Wallingford

BENSON, M.A. (1968): Uniform flood-frequency estimating methods for Federal Agencies. In: *Water Resources Research*, 4 (5), pp. 891–908

BLÖSCHL, G.; MONTANARI, A. (2010): Climate change impacts – throwing the dice? In: *Hydrological Processes*, 24, (3), pp. 374–381

BLÖSCHL, G. (2007): Einsatz von Simulationsmethoden bei der Bestimmung extremer Abflüsse. In: Gutknecht, D. (Hrsg.): *Extreme Abflussereignisse. Wiener Mitteilungen, Wasser – Abwasser – Gewässer*, 206, S. 227–246

BLÖSCHL, G. (2005): Rainfall-runoff modelling of ungauged catchments. In: Anderson, M.G. (Managing Editor): *Encyclopedia of Hydrological Science*, Article 133. J. Wiley & Sons, Chichester, pp. 2061–2080

BLÖSCHL, G.; SIVAPALAN, M. (1995): Scale issues in hydrological modelling: a review. In: *Hydrological processes*, 9 (3-4), pp. 251–290

BOBEE, B.B.; ROBITAILLE, R. (1977): The Use of the Pearson Type 3 and Log Pearson Type 3 Distributions Revisited. In: *Water Resources Research* 13 (2)

- BÜTTNER, U.; FICHTNER, T.; HÖHNE, U.; PFÜTZNER, B.; WALTHER, J.; WALTHER, P.; WOLF, E. (2013): Methodik der hydrologischen Auswertungen der extremen Hochwasserereignisse in Sachsen in den letzten 10 Jahren. In: Forum für Hydrologie und Wasserbewirtschaftung, H. 32.13
- BURN, D.H. (1997): Catchment similarity for regional flood frequency analysis using seasonality measures. In: Journal of Hydrology 202, pp. 212–223
- CASTILLO, E., (1988): Extreme Value Theory in Engineering. Academic Press
- CHOW, V.T.; MAIDMENT, D.R.; MAYS, L.W. (1988): Applied Hydrology. McGraw-Hill, New York
- COHN, T.A.; LINS, H.F. (2005): Nature's style: Naturally trendy. In: Geophysical Research Letters, 32, L23402
- COLES, S. (2001): An introduction to statistical modeling of extreme values. Vol. 208, p. 208. London: Springer
- DALRYMPLE, T. (1960): Flood Frequency Analysis. Water Supply Paper 1543\_a. US Geol. Survey, Reston, VA
- DE MICHELE, C.; ROSSO, R. (2002): A multi-level approach to flood frequency regionalisation. In: Hydrology and Earth System Sciences, 6 (2), pp. 185 – 194
- DVWK (1999): Einsatz von Niederschlag-Abfluß-Modellen zur Ermittlung von Hochwasserabflüssen. DVWK-Schriften 124, Deutscher Verband für Wasserwirtschaft und Kulturbau e.V. (DVWK) Bonn
- DWA (2025): Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552. DWA-Themenband T2/2025. Deutsche Vereinigung für Wasserwirtschaft, Abwasser und Abfall e. V., Hennef
- DWA (2008): Erschließung und Einbeziehung historischer Informationen für die Ermittlung extremer Hochwasserabflüsse. DWA-Themenband. Deutsche Vereinigung für Wasserwirtschaft, Abwasser und Abfall e. V., Hennef
- DYCK, S. (1980): Applied hydrology. Vol. 1. Angewandte Hydrologie. Bd. 1. Berechnung und Regelung des Durchflusses der Flüsse
- EFRON, B. (1979): Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. In: The Annals of Statistics, 7 (1), pp. 1–16
- ELAMIR, E.A.H.; SEHEULT, A.H. (2003): Trimmed L-moments. In: Computational Statistics and Data Analysis, v. 43, pp. 299–314
- ESLAMIAN, S. (2014): Handbook of Engineering Hydrology, CRC press
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A. (2023a): Generation of Type-Specific Synthetic Design Flood Hydrographs. In: Hydrological Sciences Journal, 68 (7), pp. 982–997
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A.H. (2023b): Type-based Flood Statistics – An Interlink Between Stochastic and Deterministic Flood Hydrology. Springer
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A. H. (2021): Regionalisation of flood frequencies based on flood type-specific mixture distributions. In: Journal of Hydrology X, 13, 100107
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A.; BÜHLER, P. (2021): A statistics-based flood event separation. In: Journal of Hydrology X, 10, 100070
- FISCHER, S.; BÜHLER, P.; BÜTTNER, U.; SCHUMANN, A. (2020): The use of maximum entropy to increase the informational content of hydrological networks by additional gauges. In: Hydrological Sciences Journal, 65 (13), pp. 2274–2285
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A.; BÜHLER, P. (2019): Timescale-based flood typing to estimate temporal changes in flood frequencies. In: Hydrological Sciences Journal, 64 (15), pp. 1867–1892
- FISCHER, S. (2018): A seasonal mixed-POT model to estimate high flood quantiles from different event types and seasons. In: Journal of Applied Statistics, 45, pp. 2831–2847
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A. (2017): Berücksichtigung von Starkregenereignissen in der saisonalen Hochwasserstatistik mit Hilfe statistischer Mischungsmodelle. In: Hydrologie und Wasserbewirtschaftung, 61 (1), S. 36–49
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A. (2016): Robust flood statistics: comparison of peak over threshold approaches based on monthly maxima and TL-moments. In: Hydrological Sciences Journal, 61 (3), pp. 457–470
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A.; SCHULTE, M. (2016): Characterisation of seasonal flood types according to timescales in mixed probability distributions. In: Journal of Hydrology, 539, pp.38–56
- FISCHER, S.; SCHUMANN, A. (2015): Statistische Probleme bei der Schätzung von Abflusspendendiagrammen. In: Hydrologie und Wasserbewirtschaftung 59, H. 4, S. 145–154

- GAÁL, L.; SZOLGAY, J.; KOHNOVÁ, S.; PARAJKA, J.; MERZ, R.; VIGLIONE, A.; BLÖSCHL, G. (2012): Flood timescales: Understanding the interplay of climate and catchment processes through comparative hydrology. In: *Water Resources Research*, 48(4)
- GIANI, G.; TARASOVA, L.; WOODS, R. A.; RICO-RAMIREZ, M. A. (2022): An objective time-series-analysis method for rainfall-runoff event identification. In: *Water Resources Research* 58 (2), e2021WR031283
- GEES, A. (1997): Analyse historischer und seltener Hochwasser in der Schweiz – Bedeutung für das Bemessungshochwasser. Dissertation der Philosophisch-naturwissenschaftlichen Fakultät der Universität Bern, Geographica Bernensia, Bern
- GENEST, C.; FAVRE, A.-C. (2007): Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask. In: *Journal of Hydrologic Engineering*, 12 (4)
- GUTKNECHT, D. (2007): Bestimmungsmethoden - Überblick. In: Gutknecht, D. (Hrsg.): *Extreme Abflussereignisse*. Wiener Mitteilungen, Band 206, Technische Universität Wien, S. 155–180
- GRÜNEWALD, U. (2007): Zur Einbeziehung historischer hydrologischer Extremereignisse – Erfahrungen aus dem Elbegebiet. In: Gutknecht, D. (Hrsg.): *Extreme Abflussereignisse*. Wiener Mitteilungen, Band 206, Technische Universität Wien, S. 7–16
- INSTITUTE OF HYDROLOGY (1999): *Flood Estimation Handbook*. Institute of Hydrology, Wallingford, UK
- JUNGHÄNEL, T.; BÄR, F.; DEUTSCHLÄNDER, T.; HABERLANDT, U.; OTTE, I.; SHEHU, B.; STOCKEL, H.; STRICKER, K.; THIELE, L.-B.; WILLEMS, W. (2022): Methodische Untersuchungen zur Novellierung der Starkregenstatistik für Deutschland (MUNSTAR). Synthesebericht. 95 S.
- KENDALL, M.G. (1975). *Rank Correlation Methods*, 4th edition, Charles Griffin, London
- KIM, J.; LEE, J.; KIM, D.; KANG, B. (2019): The role of rainfall spatial variability in estimating areal reduction factors. In: *Journal of Hydrology*, 568, pp. 416–426
- KLEIN, B. (2010): Ermittlung von Ganglinien für die risikoorientierte Hochwasserbemessung von Talsperren. Dissertation, Ruhr-Universität Bochum, Deutschland
- KOUTSOYIANNIS, D. (2003): Climate change, the Hurst phenomenon, and hydrological statistics. In: *Hydrological Sciences Journal*, 48 (1), pp. 3–24
- KUNDZEWICZ, Z.; GRACZYK, D.; MAURER, T.; PINSKWAR, I.; RADZIEJEWSKI, M.; SVENSSON, C.; SZWED, M. (2005): Trend detection in river flow series: 1. Annual maximum flow. In: *Hydrological Sciences Journal* 50, Nr. 5, p. 797
- KYSELÝ, J. (2008): A Cautionary Note on the Use of Nonparametric Bootstrap for Estimating Uncertainties in Extreme-Value Models. In: *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 47, pp. 3236–3251
- LAWA (2018): *Leitfaden zur Hydrometrie des Bundes und der Länder – Pegelhandbuch*. – Herausgegeben von der Bund/Länderarbeitsgemeinschaft Wasser, Kulturbuch-Verlag, Berlin
- LANG, M.; OUARDA, T.B.M.J.; BOBEÉ, B. (1999): Towards operational guidelines for over-threshold modelling. In: *Journal of Hydrology*, 225 (3-4), pp. 103–117
- LINSLEY, R.K.; KOHLER, M.A.; PAULHUS, J.L.H. (1975): *Applied Hydrology*. McGraw-Hill, New York
- LUN, D.; FISCHER, S.; VIGLIONE, A.; BLÖSCHL, G. (2020): Detecting flood-rich and flood-poor periods in annual peak discharges across Europe. In: *Water Resources Research*, DOI: 10.1029/2019WR026575
- MAKKONEN, L. (2006): Plotting Positions in Extreme Value Analysis. In: *Journal of Applied Meteorology and Climatology*, 45(2), pp. 334–340
- MANN, H.B. (1945): Non-parametric tests against trend. In: *Econometrica* 13, pp. 163–171
- MENDEL, H.-G. (1993): *Verteilungsfunktionen in der Hydrologie*. Bericht II-8 der Internationalen Kommission für die Hydrologie des Rheingebietes. ISBN 90-70980-19-3
- MERZ, B.; BASSO, S.; FISCHER, S.; LUN, D.; BLÖSCHL, G.; MERZ, R.; GUSE, B.; VIGLIONE, A.; VOROGUSHYN, S.; MACDONALD, E.; WIETZKE, L.; SCHUMANN, A. (2022): Understanding heavy tails of flood peak distributions. In: *Water Resources Research* 58, e2021WR030506
- MERZ, R.; BLÖSCHL, G. (2005): Flood frequency regionalisation—spatial proximity vs. catchment attributes. In: *Journal of hydrology*, 302(1-4), pp. 283–306
- MERZ, R.; BLÖSCHL, G. (2003): A process typology of regional floods. In: *Water Resources Research*, 39 (12), p. 1340

- MERZ, R.; PIOCK-ELLENA, U.; BLÖSCHL, G.; GUTKNECHT, D. (1999): Seasonality of flood processes in Austria. In: Hydrological Extremes: Understanding, Predicting, Mitigating. Gottschalk et al. (Eds.). IAHS Publ. no. 255, pp. 273–278
- MORGENSCHWEIS, G. (2018): Hydrometrie – Theorie und Praxis der Durchflussmessung in offenen Gerinnen. – 2. Aufl., Springer-Verlag, Berlin
- NATHAN, R. J.; McMAHON, T. A. (1990): Identification of homogeneous regions for the purposes of regionalisation. In: Journal of Hydrology, 121(1-4), pp. 217–238
- NELSEN, R. B. (2006): An introduction to Copulas. Springer Series in Statistics, New York, NY
- ÖNÖZ, B.; BAYAZIT, M. (2001): Effect of the occurrence process of the peaks over threshold on the flood estimates. In: Journal of Hydrology, 244, pp. 86–96
- OUARDA, T. B. M. J.; CUNDERLIK, J. M.; ST-HILAIRE, A.; BARBET, M.; BRUNEAU, P.; BOBEE, B. (2006): Data-based comparison of seasonality-based regional flood frequency methods. In: Journal of Hydrology, 330 (1–2), pp. 329–339
- PARAJKA, J.; KOHNOVÁ, S.; BÁLINT, G.; BARBUC, M.; BORGA, M.; CLAPS, P.; CHEVAL, P.; DUMITRESCU, A.; GAUME, E.; HLAVCOVÁ, K.; MERZ, R.; PFAUNDLER, M.; STANCALIE, G.; SZOLGAY, J.; BLÖSCHL, G. (2012): Seasonal characteristics of flood regimes across the Alpine–Carpathian range. In: Journal of Hydrology, 394 (1-2), pp. 78–89
- PARAJKA, J.; MERZ, R.; BLÖSCHL, G. (2005): A comparison of regionalisation methods for catchment model parameters. In: Hydrology and Earth System Sciences, 9(3), pp. 157–171
- PERSIANO S.; SALINAS, J. L.; STEDINGER, J. R.; FARMER, W. H.; LUN, D.; VIGLIONE, A.; BLÖSCHL, G.; CASTELLARIN, A. (2021): A comparison between generalized least squares regression and top-kriging for homogeneous cross-correlated flood regions. In: Hydrological Sciences Journal, 66 (4), pp. 565–579
- PETROW, T.; MERZ, B. (2009): Trends in flood magnitude, frequency and seasonality in Germany in the period 1951–2002. In: Journal of Hydrology, 371 (1-4), pp. 129–141
- PETTITT, A. N. (1979): A non-parametric approach to the change-point problem. In: Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics), 28 (2), pp. 126–135
- RAFFERTY, A. E. (1995): Bayesian Model Selection in Social Research. In: Sociological Methodology 25, pp. 111–163
- REGIERUNGSPRÄSIDIUM STUTTGART (Hrsg.): Hochwassergefahrenkarte Baden-Württemberg – Beschreibung der Vorgehensweise zur Erstellung von Hochwassergefahrenkarten in Baden-Württemberg. Anlage 5: Hydraulische Randbedingungen zur Berechnung von Überflutungsflächen im Mündungsbereich von Flüssen. Eigenverlag, Stuttgart 2012
- ROSBJERG, D.; MADSEN, H.; RASMUSSEN, P. F. (1992): Prediction in partial duration series with generalized Pareto-distributed exceedances. In: Water Resources Research, 28 (11), pp. 3001–3010
- SCHUMANN, A. (2007): Anwendung partieller wahrscheinlichkeitsgewichteter Momente zur Berücksichtigung historischer Ereignisse in der Extremwertstatistik. In: Hydrologie und Wasserbewirtschaftung, 51 (2), S. 73–81
- SCHUMANN, A. (2005): Hochwasserstatistische Bewertung des Augusthochwassers 2002 im Einzugsgebiet der Mulde unter Anwendung der saisonalen Statistik. In: Hydrologie und Wasserbewirtschaftung, 49 (4), S. 200–206
- SIVAPALAN, M.; BLÖSCHL, G.; MERZ, R.; GUTKNECHT, D. (2005): Linking flood frequency to long-term water balance: incorporating effects of seasonality. In: Water Resources Research, 41, W06012
- SCITOVSKI, R.; SABO, K.; MARTINEZ-ALVAREZ, F.; UNGAR, S. (2021): Cluster Analysis and Applications. Springer Cham.
- SPATE (2023): Hydrologie extremer Hochwasser - Ereignisanalysen, Themenheft, Hydrologie und Wasserbewirtschaftung, Heft 5
- SPREAFICO, M.; WEINGARTNER, R.; BARBEN, M.; RYSER, A. (2003): Hochwasserabschätzung in schweizerischen Einzugsgebieten - Praxishilfe. Berichte des BWG, Serie Wasser Nr. 4, Bundesamt für Wasser und Geologie BWG, Bern
- STEDINGER, J. R.; VOGEL, R. M.; FOUFOULA-GEORGIU, E. (1992): Frequency analysis of extreme events. In: Handbook of Hydrology, chapter 18, editor-in-chief D. A. Maidment: McGraw-Hill, New York
- TARASOVA, L.; MERZ, R.; KISS, A.; BASSO, S.; BLÖSCHL, G.; MERZ, B.; VIGLIONE, A.; PLÖTNER, S.; GUSE, B.; SCHUMANN, A.; FISCHER, S.; AHRENS, B.; ANWAR, F.; BÁRDOSSY, A.; BÜHLER, P.; HABERLANDT, U.; KREIBICH, H.; KRUG, A.; LUN, D.; MÜLLER-THOMY, H.; PIDOTO, R.; PRIMO RAMOS, C.; SEIDEL, J.; VOROGUSHYN, S.; WIETZKE, L. (2019): Causative classification of river flood events, In: WIREs Water
- TODOROVIC, P.; ROUSELLE, J. (1971): Some Problems of Flood Analysis. In: Water Resources Research, 7 (5), pp. 1144–1150

- TYRALIS, H.; PAPACHARALAMPOUS, G., TANTANEE, S. (2019): How to explain and predict the shape parameter of the generalized extreme value distribution of streamflow extremes using a big dataset. In: *Journal of Hydrology*, 574, pp. 628–645
- VERWORN, H.-R. (2008): Flächenabhängige Abminderung statistischer Regenwerte. In: *Korrespondenz Wasserwirtschaft* (9)
- VERWORN, H.-R.; KUMMER, U. (2006): *Praxisrelevante Extremwerte des Niederschlages (PEN)*, Institut für Wasserwirtschaft, Hydrologie und Landwirtschaftlichen Wasserbau der Leibniz Universität Hannover, 2006
- WANG, Q.J. (1990): Estimation of the GEV distribution from censored samples by method of partial probability weighted moments. In: *Journal of Hydrology*, 120 (1990), pp. 103–114
- WASKO, C.; WESTRA, S.; NATHAN, N.; ORR, H.G.; VILLARINI G.; VILLALOBOS HERRERA, R.; FOWLER H.J. (2021): Incorporating climate change in flood estimation guidance. In: *Philosophical Transactions of The Royal Society A*. 37920190548
- WAYLEN, P.; WOO, M.-K. (1982). Prediction of annual floods generated by mixed processes. In: *Water Resources Research*, 18 (4), pp. 1283–1286
- YAN, L.; XIONG, L.; RUAN, G.; XU, C. Y.; YAN, P.; LIU, P. (2019): Reducing uncertainty of design floods of two-component mixture distributions by utilizing flood timescale to classify flood types in seasonally snow covered region. In: *Journal of Hydrology*, 574, pp. 588–608
- YUE, S.; OUARDA, T.B.M.J.; BOBÉE, B.; LEGENDRE, P.; BRUNEAU, P. (1999): The Gumbel mixed model for flood frequency analysis. In: *Journal of Hydrology*, 226, 1–2, pp. 88–100

## Bezugsquellen

DWA-Publikationen:  
Deutsche Vereinigung für Wasserwirtschaft,  
Abwasser und Abfall e. V., Hennef  
<[www.dwa.de](http://www.dwa.de)>

DIN-Normen:  
DIN Media GmbH, Berlin  
<[www.dinmedia.de](http://www.dinmedia.de)>

## HQ-Statistik-Expert

### Software zu Merkblatt DWA-M 552

### „Stochastische und deterministische Wege zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten“

Viele wasserwirtschaftliche Planungs- und Bemessungsaufgaben erfordern Kenntnisse über Hochwasserabflüsse und deren Wahrscheinlichkeiten. Zunehmende Starkregen-, Hochwasser- und letztendlich auch Niedrigwasserereignisse haben die Ansprüche an die Ermittlung von Dimensionierungswerten oder auch Warnstufen steigen lassen. Schätzwerte brauchen bei aller Unberechenbarkeit eine sichere Basis, kein Bauchgefühl.

Lösung sind verbesserte statistische Verfahren und differenziertere Betrachtungsweisen z. B. nach unterschiedlichen Hochwassertypen oder multivariaten Ereignissen. Das sprengt jedoch eine Berechnung mit Excel.

Mit dem neuen HQ-Statistik-Expert greifen Sie auf ein mächtiges mathematisches Formelwerk zu, ohne dass Sie sich tiefer in die Thematik einarbeiten müssen. Die Web-Anwendung bietet Ihnen einen schnellen Einstieg, liefert erklärende Hilfenster bei optionalen Angaben und führt die Berechnungen absolut merkblattkonform (Merkblatt DWA-M 552) durch.

Das sind Ihre Vorteile im Überblick:



- Webbasierte Anwendung, damit keine Installation nötig
- Umsetzung der Berechnungsanforderungen aus Merkblatt DWA-M 552
- NEU: Multivariate-, Copula- und typbasierte Hochwasser-Statistik
- Integrierte Datenhaltung (mehrere Personen können mit denselben Daten arbeiten)
- Integrierte Datenvalidierung
- Schnittstelle zum Datenimport von allen gängigen Datenquellen

Demozugang, Preise, Systemvoraussetzungen u.v.m. finden Sie auf unserer Website zum HQ-Statistik-Expert auf [www.dwa.info/software](http://www.dwa.info/software)

Deutscher Vereinigung für Wasserwirtschaft, Abwasser und Abfall e. V. (DWA)

Kundenzentrum

Theodor-Heuss-Allee 17 | 53773 Hennef

Tel.: +49 2242 872-333

info@dwa.de | [www.dwa.info/shop](http://www.dwa.info/shop)

[www.dwa.info/software](http://www.dwa.info/software)



## DWA-Themen T2/2025

# Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552

Dieser Themenband ergänzt das Merkblatt DWA-M 552 „Stochastische und deterministische Wege zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten“ um zwei Praxisbeispiele. Das Merkblatt gibt Empfehlungen zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten. Dazu werden verschiedenste Methoden vorgestellt, welche unter unterschiedlichen Bedingungen angewendet werden können.

Eine grundlegende Empfehlung des Merkblatts ist die Anwendung mehrerer Verfahren und der Vergleich von deren Ergebnissen, um eine Einschätzung der Unsicherheit der Schätzung zu erhalten. Zudem sollten stets so viele Informationen wie möglich verwendet werden. Dadurch bedingt sind die vorgeschlagenen Methoden teils sehr komplex. Die Rechenbeispiele, die in diesem Themenband vorgestellt werden, können das Verständnis für die Methoden verbessern und zu deren Anwendung in der Praxis beitragen.

Da das Merkblatt selbst nicht den Raum für detaillierte Rechnungen bieten kann, wurde dieser Themenband erarbeitet, welcher detailliert die Verfahren und zugehörigen Rechnungen vorstellt.

Es werden zwei Beispiele betrachtet: ein großes Einzugsgebiet in Bayern sowie ein kleines Einzugsgebiet in Sachsen. Zu jedem Verfahren werden umfangreiche Zwischenrechnungen präsentiert und die Ergebnisse diskutiert. Der Themenband kann als Leitfaden für die Durchführung der hochwasserstatistischen Analysen verwendet werden.

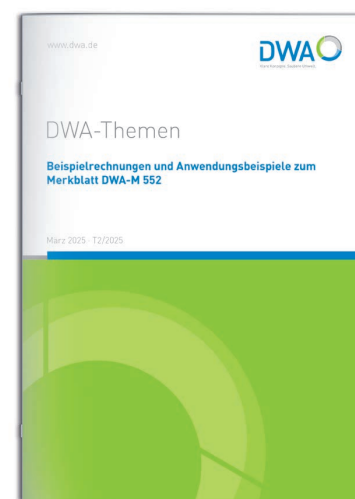


### Kombipaket Hochwasserwahrscheinlichkeiten

Inhalt:

- Merkblatt DWA-M 552
- DWA-Themen T2/2025

Als E-Book zum Paketpreis erhältlich



März 2025, 69 Seiten, A4

Sofern nicht anders gekennzeichnet als Print, E-Book oder Kombi Print & E-Book erhältlich.  
Fördernde DWA-Mitglieder erhalten 20 % Rabatt auf den Ladenpreis.

Deutscher Vereinigung für Wasserwirtschaft, Abwasser  
und Abfall e. V. (DWA)

### Kundenzentrum

Theodor-Heuss-Allee 17 | 53773 Hennef  
Tel.: +49 2242 872-333  
info@dwa.de | www.dwa.info/shop

Bestellen Sie Ihre Fachliteratur  
direkt hier online



Die extremen Überflutungen der letzten Jahre zeigen unter anderem, wie problematisch die Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten ist, wenn die Entstehung und der Verlauf dieser Ereignisse nicht differenziert berücksichtigt werden. Insbesondere die zunehmende Zahl von Sturzfluten infolge von Starkregen erfordert ein neues Verständnis der Hochwassergefährdung in Deutschland. Dabei ist zu beachten, wie sich Sturzfluten von den herkömmlichen Flusshochwassern unterscheiden: extrem kurze Anstiegszeiten, hohe Fließgeschwindigkeiten, schießende Abflüsse, starke hydraulische Belastung der Gewässer und der Überflutungsflächen und oftmals extreme Schäden. Die Erfahrungen derartiger Extremhochwasser bildeten den Ausgangspunkt für die Überarbeitung des im Jahr 2012 veröffentlichten Merkblatts DWA-M 552 mit dem Ziel, die auf einer erweiterten Datenbasis beruhenden neuen hydrologischen Erkenntnisse in das Merkblatt einfließen zu lassen.

Durch die Integration von Informationen zur Entstehung und zu den meteorologischen Ursachen von Hochwassern können nunmehr belastbare Aussagen zur Wahrscheinlichkeit extremer Ereignisse und zum Verlauf des Extrapolationsbereichs der statistischen Verteilungsfunktionen gemacht werden. Im vorliegenden Merkblatt wird die Erweiterung der Datenbasis durch partielle Serien empfohlen. Neu sind ebenso Ausführungen zur multivariaten Statistik und zu Trend- und Bruchpunkttests. Festgehalten wird an der parallelen Anwendung mehrerer Verfahren. Ziel ist die Ermittlung einer Spannbreite für das gesuchte Hochwasserquantil, welche mittels objektiver Kriterien aus den verschiedenen Verfahren bestimmt werden kann. Der zugehörige Erwartungswert kann dann als Anhaltspunkt für die Schätzung verwendet werden. Mit diesen Werkzeugen bietet das vorliegende Merkblatt neue Ansätze zur Ermittlung der Hochwasserwahrscheinlichkeiten und bildet einen Baustein für das Hochwasser- und Starkregenrisiko-Management.

ISBN: 978-3-96862-799-1 (Print)  
978-3-96862-800-4 (E-Book)

**Deutsche Vereinigung für Wasserwirtschaft, Abwasser und Abfall e. V. (DWA)**  
Theodor-Heuss-Allee 17 | 53773 Hennef  
Telefon: +49 2242 872-333 | [info@dwa.de](mailto:info@dwa.de) | [www.dwa.de](http://www.dwa.de)