

DWA-Themen

Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552

März 2025 · T2/2025

DWA-Themen

Beispielrechnungen und Anwendungsbeispiele zum Merkblatt DWA-M 552

März 2025 · T2/2025

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
Internet: www.dwa.de

Satz:
Christiane Krieg, DWA

Druck:
bprintmedien, Bonn

ISBN:
978-3-96862-801-1 (Print)
978-3-96862-802-8 (E-Book)

Gedruckt auf 100 % Recyclingpapier

© DWA, 1. Auflage, Hennef 2025

Alle Rechte, insbesondere die der Übersetzung in andere Sprachen, vorbehalten. Kein Teil dieses Themenbands 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 Datenverarbeitungsmaschinen, 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

Das Merkblatt DWA-M 552 „Stochastische und deterministische Wege zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten“ 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. Rechenbeispiele können das Verständnis für diese Methoden verbessern und zu deren Anwendung in der Praxis beitragen. Das Merkblatt selbst kann jedoch nicht den Raum für detaillierte Rechnungen liefern. Daher wurde dieser Themenband erarbeitet, welcher detailliert die Verfahren und zugehörigen Rechnungen vorstellt. Zu jedem Verfahren werden umfangreiche Zwischenrechnungen präsentiert und die Ergebnisse diskutiert. Der Themenband kann als Leitfaden für die Durchführung der hochwasserstatistischen Analysen verwendet werden.

Es werden zwei Beispiele betrachtet: ein großes Einzugsgebiet in Bayern sowie ein kleines Einzugsgebiet in Sachsen. Die Verfasser danken dem Landesamt für Umwelt in Bayern und dem Landesamt für Umwelt, Landwirtschaft und Geologie in Sachsen für die Bereitstellung der Daten.

In diesem Themenband 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.

Verfasserinnen und Verfasser

Dieser DWA-Themenband 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., Wageningen University & Research, Wageningen, NL, (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., Wageningen University & Research, Wageningen, NL
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

Vorwort	3
Verfasserinnen und Verfasser	4
Bilderverzeichnis	6
Tabellenverzeichnis	8
1 Einleitung	10
2 Beispiel 1: Pegel Marienthal/Regen	10
2.1 Allgemeines	10
2.2 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von Jahreshöchstabflüssen	11
2.2.1 Allgemeines	11
2.2.2 Prüfung der Stationarität der Daten	14
2.2.3 Anpassung von Verteilungsfunktionen	16
2.2.3.1 <i>Plotting Positions</i> / Empirische Jährlichkeiten	16
2.2.3.2 Parameterschätzung	16
2.2.3.3 Wahl der Verteilungsfunktion	20
2.2.3.4 Konfidenzintervalle	22
2.3 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von partiellen Serien ..	23
2.4 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von multivariater Statistik	25
2.5 Zeitliche Informationserweiterung	31
2.5.1 Rekonstruktion historischer Hochwasser	31
2.5.2 Einbettung der Information der historischen Hochwasser in die empirischen Jährlichkeiten der systematischen Reihe	32
2.5.3 Einbettung der Information der historischen Hochwasser in die Ermittlung von Hochwasserquantilen (PPWM)	34
2.6 Kausale Informationserweiterung	36
2.6.1 Saisonale Hochwasserstatistik	36
2.6.2 Typbasierte Hochwasserstatistik	38
2.6.3 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten mittels NA-Modellierung	43
2.6.3.1 Ereignisbasierte Modellierung	43
2.6.3.1.1 Vorbemerkungen	43
2.6.3.1.2 Das Modell LARSIM NA-Regen	43
2.6.3.1.3 Eingangsdaten	43
2.6.3.1.4 Abminderung der Bemessungsniederschläge	44
2.6.3.1.5 Ergebnis der Einzelereignissimulation	44
2.6.3.2 Kontinuierliche Modellierung	44
2.6.3.2.1 Vorbemerkungen	44
2.6.3.2.2 Ermittlung synthetischer Abflusszeitreihen im Projekt ClimEx	44
2.6.3.2.3 Prüfung der Abflussdaten auf ihre Eignung zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten	45
2.6.3.2.4 Extremwertstatistische Auswertung der synthetisch generierten Abflüsse	46

2.7	Räumliche Informationserweiterung.....	46
2.8	Zusammenfassung und Vergleich der Ergebnisse	48
3	Beispiel 2: Pegel Tannenberg/Zschopau	50
3.1	Allgemeines.....	50
3.2	Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von Jahreshöchstabflüssen	50
3.2.1	Allgemeines.....	50
3.2.2	Prüfung der Stationarität der Daten	52
3.2.3	Parameterschätzung	53
3.2.4	Wahl der Verteilungsfunktion	56
3.2.5	Konfidenzintervalle	57
3.3	Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von partiellen Serien	58
3.4	Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten mittels multivariater Statistik ...	59
3.5	Kausale Informationserweiterung	62
3.5.1	Saisonale Statistik	62
3.5.2	Typbasierte Statistik	64
3.6	Zeitliche Informationserweiterung	68
3.7	Zusammenfassung und Vergleich der Ergebnisse	68
	Quellen und Literaturhinweise	69

Bilderverzeichnis

Bild 1:	Karte des Regeneinzugsgebiets mit Pegelstandorten und Fließgewässerlandschaften	10
Bild 2:	Jahreshöchstabflüsse des Pegels Marienthal/Regen	15
Bild 3:	Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen als <i>Plotting Positions</i> nach Gleichung 4 des Merkblatts DWA-M 552	16
Bild 4:	Verschiedene, mittels dreier Schätzverfahren an die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Marienthal/Regen angepasste Verteilungsfunktionen sowie die empirischen Jährlichkeiten der Jahreshöchstabflüsse	20
Bild 5:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der GEV-Verteilung und L-Momenten sowie entsprechende Konfidenzintervalle und empirische Jährlichkeiten für den Pegel Marienthal/Regen	23
Bild 6:	Monatshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen sowie Schwellenwerte u_1 und u_2	24
Bild 7:	Scheitelstatistik der Jahreshöchstabflüsse (AMAX) am Pegel Marienthal/Regen und der korrespondierenden Volumen.....	27
Bild 8:	Beobachtete vs. simulierte Daten der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen und der korrespondierenden Füllen, rot: ausgewähltes Copula-Modell.....	28
Bild 9:	UND-/ODER-/Konditionale Wahrscheinlichkeit für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen	28
Bild 10:	Scheitelstatistik der Jahreshöchstabflüsse am Pegel an der Donau und der zeitgleichen Abflüsse am Pegel Marienthal/Regen	30
Bild 11:	Beobachtete vs. simulierte Daten der Jahreshöchstabflüsse am Pegel an der Donau und der zeitgleichen Abflüsse am Pegel Marienthal/Regen	30

Bild 12:	UND-/ODER-/Konditionale Wahrscheinlichkeit der Jahreshöchstabflüsse am Pegel an der Donau und die zeitgleichen Abflüsse am Pegel Marienthal/Regen.....	31
Bild 13:	Empirische Jährlichkeiten für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen mit und ohne Berücksichtigung der historischen Hochwasser ...	34
Bild 14:	Mittels PPWM-Verfahren angepasste Verteilungen für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen unter Berücksichtigung der historischen Hochwasser mit einem Schwellenwert von $500 \text{ m}^3/\text{s}$	35
Bild 15:	Saisonalitätsdiagramm nach Burn für die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Marienthal/Regen	36
Bild 16:	Verteilung der Winter-, Sommer- und Jahreshöchstabflüsse sowie Mischverteilung der Sommer- und Winterhochwasser mit den <i>Plotting Positions</i> der Jahreshöchstabflüsse für den Pegel Marienthal/Regen	38
Bild 17:	Unterteilung der Regenhochwasser anhand des TQ-Werts mittels linearer Regression für den Pegel Marienthal/Regen.....	39
Bild 18:	kMeans Clustering zur Unterteilung der schneebeeinflussten Hochwasser am Pegel Marienthal/Regen	40
Bild 19:	TMPS-Mischungsmodell und Typverteilungen sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse für den Pegel Marienthal/Regen.....	42
Bild 20:	Jahreshöchstwerte des Pegels Marienthal.....	45
Bild 21:	An Jahreshöchstwerte aus dem ClimEx-Ensemble angepasste Verteilungsfunktion...	46
Bild 22:	Abflussdiagramm für das Regeneinzugsgebiet	47
Bild 23:	Hochwasserlängsschnitt für den Großen Regen-Schwarzen Regen-Regen	48
Bild 24:	Jahreshöchstabflüsse des Pegels Tannenberg/Zschopau.....	53
Bild 25:	Verschiedene mittels dreier Schätzverfahren an die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Tannenberg/Zschopau angepasste Verteilungsfunktionen sowie die empirischen Jährlichkeiten der Jahreshöchstabflüsse	56
Bild 26:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der GEV-Verteilung und L-Momenten sowie entsprechende Konfidenzintervalle und empirische Jährlichkeiten für den Pegel Marienthal/Regen.....	57
Bild 27:	Monatshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau sowie Schwellenwerte u_1 und u_2	58
Bild 28:	Scheitelstatistik der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau und die zeitgleichen Abflüsse am Pegel Wiesa/Pöhlbach.....	60
Bild 29:	Beobachtete vs. simulierte Daten der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau und die zeitgleichen Abflüsse am Pegel Wiesa/Pöhlbach	61
Bild 30:	UND-/ODER-/Konditionale Wahrscheinlichkeit der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau und die zeitgleichen Abflüsse am Pegel Wiesa/Pöhlbach	61
Bild 31:	Saisonalitätsdiagramm nach Burn für die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Tannenberg/Zschopau.....	62
Bild 32:	Verteilung der Winter-, Sommer- und Jahreshöchstabflüsse sowie Mischverteilung der Sommer- und Winterhochwasser mit den <i>Plotting Positions</i> der Jahreshöchstabflüsse für den Pegel Tannenberg/Zschopau.....	64
Bild 33:	Unterteilung der Regenhochwasser anhand des TQ-Werts mittels linearer Regression für den Pegel Tannenberg/Zschopau	65
Bild 34:	kMeans Clustering zur Unterteilung der schneebeeinflussten Hochwasser am Pegel Tannenberg/Zschopau	65
Bild 35:	TMPS-Mischungsmodell und Typverteilungen sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse für den Pegel Tannenberg/Zschopau	67

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Jahreshöchstabflüsse sowie zugehörige empirische Wahrscheinlichkeit und Jährlichkeit für den Pegel Marienthal/Regen	11
Tabelle 2:	Geschätzte Parameter verschiedener Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen	19
Tabelle 3:	Hochwasserquantile (in m ³ /s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels verschiedener Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal	21
Tabelle 4:	AIC und BIC für verschiedene Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen mittels verschiedener Schätzverfahren	22
Tabelle 5:	Mittels parametrischem Bootstrap und 1.000 Wiederholungen bestimmte Konfidenzbänder für die Schätzung anhand der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen mittels GEV-Verteilung und L-Momenten.....	23
Tabelle 6:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GPD und Poisson-Verteilung sowie L-Momenten für die partielle Serie am Pegel Marienthal/Regen für verschiedene Schwellenwerte	25
Tabelle 7:	Übersichtsmatrix für die Scheitel-Fülle-Copulas am Pegel Marienthal/Regen ...	27
Tabelle 8:	Übersichtsmatrix für die Scheitel-Scheitel-Copula für den Pegel an der Donau sowie Marienthal/Regen.....	29
Tabelle 9:	Historische Hochwasser und Hochwasser in der systematischen Reihe über dem Schwellenwert von 500 m ³ /s.....	33
Tabelle 10:	L-Momente und Verteilungsparameter für die Jahreshöchstabflüsse inklusiver historischer Informationen für den Pegel Marienthal/Regen.....	35
Tabelle 11:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GEV und L-Momenten für die Sommer- und Winterhöchstabflüsse sowie deren Mischverteilung.....	37
Tabelle 12:	Mittlere Abflüsse pro Monat sowie Anteile der Ereignisse jedes Typs für alle Monate für den Pegel Marienthal/Regen	40
Tabelle 13:	Parameter der GPD-, der Poisson- der GEV-Verteilung für jeden Hochwassertyp für den Pegel Marienthal/Regen	41
Tabelle 14:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Marienthal/Regen..	41
Tabelle 15:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Marienthal/Regen .	42
Tabelle 16:	Einzugsgebietsgröße, HQ(100) und Regressionsparameter für die Pegel entlang von Großem Regen, Schwarzen Regen und Regen	47
Tabelle 17:	Einschätzung des Hochwasserverhaltens nach unterschiedlichen Methoden für den Pegel Marienthal/Regen	49
Tabelle 18:	Jahreshöchstabflüsse sowie empirische Wahrscheinlichkeiten und Jährlichkeiten für den Pegel Tannenberg/Zschopau.....	51
Tabelle 19:	Geschätzte Parameter verschiedener Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau.....	54
Tabelle 20:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels verschiedener Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau.....	55
Tabelle 21:	AIC und BIC für verschiedene Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau mittels verschiedener Schätzverfahren	56

Tabelle 22:	Mittels parametrischem Bootstrap und 1.000 Wiederholungen bestimmte Konfidenzbänder für die Schätzung anhand der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau mittels GEV-Verteilung und L-Momenten	57
Tabelle 23:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GPD und Poisson-Verteilung sowie L-Momenten für die partielle Serie am Pegel Tannenberg/Zschopau für verschiedene Schwellenwerte	59
Tabelle 24:	Übersichtsmatrix für die Pegel Tannenberg/Zschopau sowie Wiesa/Pöhlbach....	60
Tabelle 25:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GEV und L-Momenten für die Sommer- und Winterhöchstabflüsse sowie deren Mischverteilung für den Pegel Tannenberg/Zschopau.....	63
Tabelle 26:	Parameter der GPD-, der Poisson- der GEV-Verteilung für jeden Hochwassertyp für den Pegel Tannenberg/Zschopau	66
Tabelle 27:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Tannenberg/Zschopau	66
Tabelle 28:	Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Tannenberg/Zschopau	67
Tabelle 29:	Einschätzung des Hochwasserverhaltens nach unterschiedlichen Methoden für den Pegel Tannenberg/Zschopau ($A_E = 91,1 \text{ km}^2$)	68

1 Einleitung

Der vorliegende Themenband dient der näheren Erläuterung der im Merkblatt DWA-M 552 vorgestellten Verfahren zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten. Die Begriffe und Abkürzungen sowie die angewendeten Methoden sind im Detail dem Merkblatt DWA-M 552 zu entnehmen. In diesem Themenband werden keine Methoden definiert oder neue Verfahren eingeführt, welche nicht im Merkblatt DWA-M 552 enthalten sind.

Der Themenband gliedert sich in zwei Hauptabschnitte, welche jeweils einem Beispielpegel entsprechen. Der erste betrachtete Pegel ist der Pegel Marienthal am Regen in Bayern, welcher ein vergleichsweise großes Einzugsgebiet mit 2.880 km² umfasst. Der zweite Pegel ist der Pegel Tannenbergr an der Zschopau in Sachsen, welcher mit 91 km² ein eher kleines Einzugsgebiet umfasst. Für beide Beispiele werden alle Methoden angewendet, soweit es die verfügbare Datenbasis zulässt. Die Rechnungen sind als Beispiele zu verstehen und schließen weitere Verfahren nicht aus. Die Ergebnisse sind nicht als Bemessungsgrößen für die vorliegenden Pegel zu verwenden.

2 Beispiel 1: Pegel Marienthal/Regen

2.1 Allgemeines

Der erste in diesem Themenband untersuchte Pegel ist der Pegel Marienthal am Fluss Regen (Bild 1).

Der Regen ist ein linker Nebenfluss der Donau und umfasst vor seiner Einmündung in Regensburg ein Einzugsgebiet von ca. 2.880 km². Er entsteht durch den Zusammenfluss von Weißem und Schwarzem Regen bei Bad Kötzing. Der Schwarze Regen mit seinen Quellflüssen Großer und Kleiner Regen und der Weiße Regen entspringen im kristallinen Grundgebirge des Bayerischen Waldes und entwässern Höhen von 1.000 m bis 1.400 m. Der Vordere Bayerische Wald bildet im Süden die Wasserscheide zur Donau mit Höhen von 600 m bis 1.000 m. Im Norden und Nordosten trennen der Oberpfälzer Wald und Böhmerwald das Regengebiet vom Moldaugebiet.

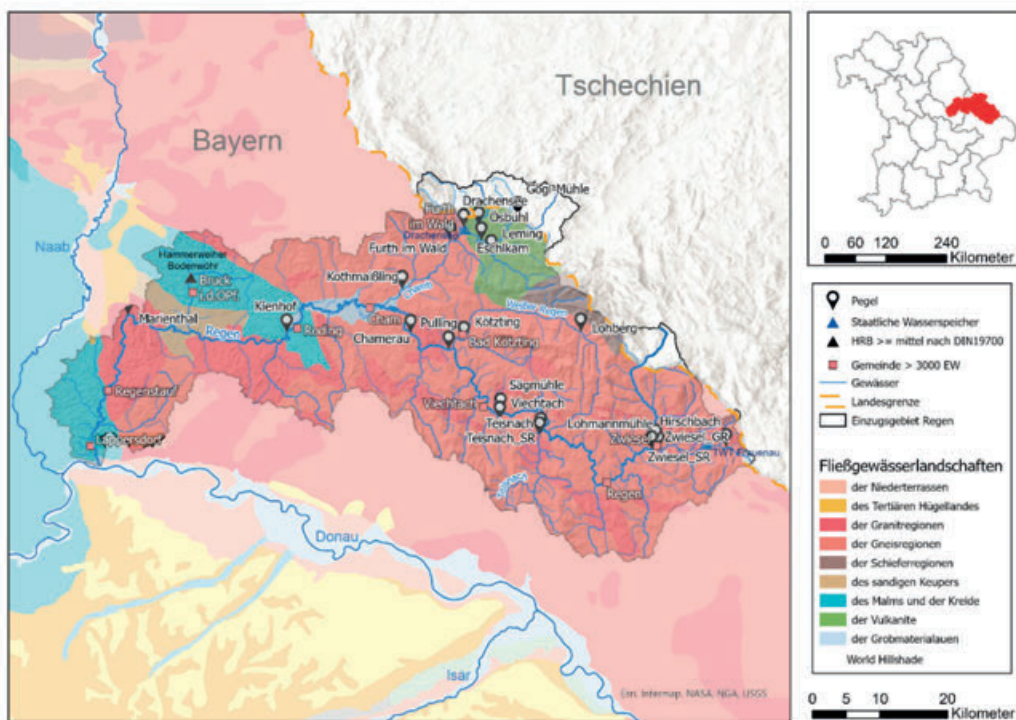


Bild 1: Karte des Regeneinzugsgebiets mit Pegelstandorten und Fließgewässerlandschaften

Im Westen und Nordwesten verläuft die Wasserscheide zum Naabgebiet über kleine Höhenzüge und Hochebenen des Oberpfälzischen Hügellands mit Höhen von 400 m bis 600 m. Der wichtigste Nebenfluss des Regens ist der Chamb, welcher im Böhmerwald entspringt und die Cham-Further-Senke durchfließt, bevor er bei Cham in den Regen mündet.

Der Pegel Marienthal/Regen (Messstellenummer 15207507) liegt bei Flusskilometer 29,5 des Regens. Sein Einzugsgebiet umfasst ca. 2.615 km². Der Pegel wurde am aktuellen Standort im Jahr 2001 eingerichtet. Die Abflusszeitreihe wurde mit der des Vorgängerpegels Regenstauf/Regen (Messstellenummer 15208500, Einzugsgebietsgröße 2.660 km²) zusammengelegt. Dieser bestand von 1821 bis 2002.

2.2 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von Jahreshöchstabflüssen

2.2.1 Allgemeines

Für den Pegel Marienthal/Regen liegen $n = 100$ Jahreshöchstabflüsse für den Zeitraum 1920 bis 2019 (Abflussjahre) ohne Fehljahre vor (Tabelle 1, Spalten 1 bis 3). Die Daten sind geprüft gemäß 3.2 des Merkblatts DWA-M 552 und die Ereignisse wurden auf Unabhängigkeit gemäß 3.3 des Merkblatts DWA-M 552 untersucht. Theoretisch liegen Abflussdaten ab 1900 vor. Im Folgenden werden jedoch weitere meteorologische Eingangsdaten verwendet, welche erst ab einem späteren Zeitraum verfügbar sind. Daher wird hier, sofern nicht anders angegeben, der Zeitraum 1920 bis 2019 betrachtet.

Tabelle 1: Jahreshöchstabflüsse sowie zugehörige empirische Wahrscheinlichkeit (*Weibull plotting positions*) und Jährlichkeit für den Pegel Marienthal/Regen

Jahr	Datum	HQ (m ³ /s)	Rang	Emp. Wkeit	Emp. Jährlichkeit
1920	15.01.1920	479	94	0,9307	14,429
1921	26.01.1921	110	3	0,0297	1,031
1922	12.01.1922	326	67	0,6634	2,971
1923	03.02.1923	375	80	0,7921	4,810
1924	01.05.1924	318	64	0,6337	2,730
1925	03.11.1924	278	50	0,4950	1,980
1926	18.06.1926	311	62	0,6139	2,590
1927	15.07.1927	172	14	0,1386	1,161
1928	17.02.1928	291	57	0,5644	2,295
1929	30.12.1928	157	8	0,0792	1,086
1930	08.10.1930	160	9	0,0891	1,098
1931	22.11.1930	355	76	0,7525	4,040
1932	31.05.1932	633	96	0,9505	20,200
1933	06.02.1933	214	29	0,2871	1,403
1934	11.04.1934	166	12	0,1188	1,135
1935	29.10.1935	341	72	0,7129	3,483
1936	08.06.1936	677	98	0,9703	33,667

Tabelle 1 (fortgesetzt)

Jahr	Datum	HQ (m ³ /s)	Rang	Emp. Wkeit	Emp. Jährlichkeit
1937	08.02.1937	392	84	0,8317	5,941
1938	15.01.1938	234	37	0,3663	1,578
1939	08.03.1939	170	13	0,1287	1,148
1940	01.12.1939	383	82	0,8119	5,316
1941	03.03.1941	270	47	0,4653	1,870
1942	22.03.1942	272	48	0,4752	1,906
1943	02.04.1943	204	26	0,2574	1,347
1944	07.04.1944	276	49	0,4851	1,942
1945	26.11.1944	325	66	0,6535	2,886
1946	10.02.1946	337	70	0,6931	3,258
1947	16.03.1947	296	59	0,5842	2,405
1948	30.12.1947	439	90	0,8911	9,182
1949	14.04.1949	179	18	0,1782	1,217
1950	12.02.1950	302	60	0,5941	2,463
1951	20.03.1951	172	14	0,1386	1,161
1952	27.03.1952	281	52	0,5149	2,061
1953	08.11.1952	221	34	0,3366	1,507
1954	10.07.1954	636	97	0,9604	25,250
1955	29.12.1954	190	21	0,2079	1,263
1956	04.03.1956	370	78	0,7723	4,391
1957	29.11.1956	162	10	0,0990	1,110
1958	10.02.1958	286	53	0,5248	2,104
1959	30.12.1958	176	16	0,1584	1,188
1960	29.02.1960	150	7	0,0693	1,074
1961	11.02.1961	223	35	0,3465	1,530
1962	01.04.1962	288	55	0,5446	2,196
1963	20.03.1963	195	24	0,2376	1,312
1964	04.02.1964	109	2	0,0198	1,020
1965	11.06.1965	317	63	0,6238	2,658
1966	01.07.1966	340	71	0,7030	3,367
1967	21.12.1966	263	46	0,4554	1,836

Tabelle 1 (fortgesetzt)

Jahr	Datum	HQ (m ³ /s)	Rang	Emp. Wkeit	Emp. Jährlichkeit
1968	25.12.1967	467	92	0,9109	11,222
1969	25.04.1969	143	5	0,0495	1,052
1970	24.02.1970	423	88	0,8713	7,769
1971	28.01.1971	178	17	0,1683	1,202
1972	20.11.1971	126	4	0,0396	1,041
1973	30.03.1973	93,2	1	0,0099	1,010
1974	13.07.1974	217	32	0,3168	1,464
1975	09.12.1974	397	86	0,8515	6,733
1976	24.01.1976	287	54	0,5347	2,149
1977	24.08.1977	163	11	0,1089	1,122
1978	09.05.1978	332	69	0,6832	3,156
1979	13.03.1979	291	57	0,5644	2,295
1980	23.07.1980	447	91	0,9010	10,100
1981	21.07.1981	357	77	0,7624	4,208
1982	01.02.1982	329	68	0,6733	3,061
1983	18.12.1982	217	32	0,3168	1,464
1984	11.09.1984	186	19	0,1881	1,232
1985	02.02.1985	352	74	0,7327	3,741
1986	24.10.1986	262	45	0,4455	1,804
1987	31.12.1986	373	79	0,7822	4,591
1988	27.03.1988	387	83	0,8218	5,611
1989	06.12.1988	349	73	0,7228	3,607
1990	02.03.1990	236	40	0,3960	1,656
1991	03.08.1991	290	56	0,5545	2,244
1992	23.12.1991	216	30	0,2970	1,423
1993	24.11.1992	227	36	0,3564	1,554
1994	22.12.1993	720	100	0,9901	101,000
1995	27.01.1995	393	85	0,8416	6,313
1996	22.10.1996	209	27	0,2673	1,365
1997	14.02.1997	474	93	0,9208	12,625
1998	30.10.1998	492	95	0,9406	16,833

Tabelle 1 (Ende)

Jahr	Datum	HQ (m ³ /s)	Rang	Emp. Wkeit	Emp. Jährlichkeit
1999	03.04.1999	234	37	0,3663	1,578
2000	01.02.2000	191	23	0,2277	1,295
2001	24.03.2001	244	42	0,4158	1,712
2002	14.08.2002	678	99	0,9802	50,500
2003	04.01.2003	353	75	0,7426	3,885
2004	15.01.2004	302	60	0,5941	2,463
2005	14.02.2005	382	81	0,8020	5,050
2006	29.03.2006	280	51	0,5050	2,020
2007	02.03.2007	143	5	0,0495	1,052
2008	08.12.2007	261	44	0,4356	1,772
2009	19.04.2009	241	41	0,4059	1,683
2010	04.06.2010	186	19	0,1881	1,232
2011	15.01.2011	400	87	0,8614	7,214
2012	21.01.2012	235	39	0,3861	1,629
2013	03.06.2013	434	89	0,8812	8,417
2014	24.10.2014	195	24	0,2376	1,312
2015	11.01.2015	255	43	0,4257	1,741
2016	02.12.2015	210	28	0,2772	1,384
2017	20.03.2017	190	21	0,2079	1,263
2018	06.01.2018	216	30	0,2970	1,423
2019	17.03.2019	321	65	0,6436	2,806

2.2.2 Prüfung der Stationarität der Daten

Zunächst werden die Jahreshöchstabflüsse visualisiert (Bild 2). Optisch sind keine Auffälligkeiten wie Trends oder Bruchpunkte zu erkennen. Zur statistischen Prüfung dieser Annahmen werden der Wilcoxon- und Pettitt-Test sowie der Mann-Kendall-Test angewendet (siehe 3.4 des Merkblatts DWA-M 552). Mittels des Pettitt-Tests wird zunächst die wahrscheinlichste Position eines Bruchpunkts im Mittelwert bestimmt. Dies kann händisch geschehen, ist allerdings für große Datensätze sehr aufwendig. Stattdessen wird empfohlen, dies mittels eines Statistikprogramms zu lösen. Beispielsweise kann dies mit dem Programm R (R Core Team 2022) und dem zugehörigen Paket *trend* geschehen (Funktion: `pettitt.test`, POHLERT 2020). Der Pettitt-Test ermittelt als wahrscheinlichsten Bruchpunkt im Mittelwert die Stelle 58, d. h. ein Bruch zwischen den Jahren 1977 und 1978. Allerdings wird die Hypothese, dass beide Teilreihen aus der gleichen Grundgesamtheit stammen, mit einem p-Wert von 0,6566, welcher größer als das angenommene Signifikanzniveau 0,05 ist, nicht abgelehnt. Das bedeutet, es kann nicht von einem Bruch im Mittelwert ausgegangen werden. Diese Aussage wird mittels des Wilcoxon-Tests noch einmal überprüft.

Marienthal/Regen

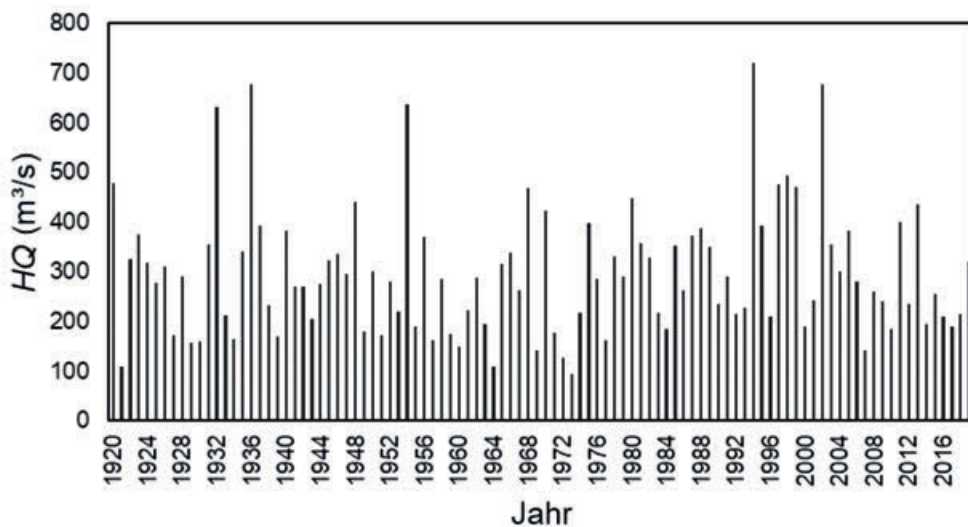


Bild 2: Jahreshöchstabflüsse des Pegels Marienthal/Regen

Für die Anwendung des Wilcoxon-Tests werden zunächst die Ränge der Jahreshöchstabflüsse benötigt. Dazu werden die Abflusswerte der Größe nach geordnet und dem kleinsten Wert wird der Rang 1 zugeordnet, dem zweit-kleinsten der Rang 2 usw. bis hin zum größten Wert, der den Rang $n = 100$ erhält (Tabelle 1, Spalte 4). Anschließend werden die Ränge der Werte von 1920, dem Beginn der Reihe, bis einschließlich 1977, dem angenommenen Bruchpunkt, summiert:

$$R_1 = 94 + 3 + 67 + \dots + 54 + 11 = 2.708$$

Der Wert R_1 wird nun für die Teststatistik normiert:

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

m ist die Anzahl der Beobachtungen bis hin zum vermuteten Bruchpunkt, d. h. $m = 1977 - 1920 + 1 = 58$.

Daher ergibt sich:

$$U_1 = \frac{2.708 - 58 \cdot (100 + 1)/2}{\sqrt{58 \cdot (100 - 58) \cdot (100 + 1)/12}} = -1,54$$

Dieser aus den Daten berechnete Wert der Teststatistik wird nun mit dem theoretischen Wert der Verteilungsfunktion für das gewählte Signifikanzniveau, d. h. dem so genannten kritischen Wert, verglichen. Hier wird als Signifikanzniveau 5 % gewählt, d. h. der kritische Wert ergibt sich zu 1,96 (Quantil der Standard-Normalverteilung).

Da $|U_1| = 1,54 < 1,96$, kann auch für den Wilcoxon-Test die Hypothese „kein Bruchpunkt im Mittelwert“ nicht abgelehnt werden.

Als nächstes soll auch noch die Hypothese keines Trends in den Daten geprüft werden. Dazu wird der Mann-Kendall-Test angewendet. Auch dieser kann händisch durchgeführt werden, was allerdings nicht für große Datensätze zu empfehlen ist. Daher wird erneut das Programm R verwendet mit dem Paket *Kendall* (McLEOD 2022) sowie dem Befehl `MannKendall`. Der resultierende p-Wert von 0,86052 ist größer als das gewählte Signifikanzniveau, sodass die Hypothese keines Trends nicht abgelehnt werden kann. Aufgrund der angewendeten statistischen Tests sowie der visuellen Beurteilung der Jahreshöchstabflüsse kann davon ausgegangen werden, dass keine Bruchpunkte und Trends vorliegen. Es wird daher von einer stationären Zeitreihe ausgegangen, d. h. die Verteilung der Jahreshöchstabflüsse über die Zeit ändert sich nicht.

2.2.3 Anpassung von Verteilungsfunktionen

2.2.3.1 Plotting Positions / Empirische Jährlichkeiten

Zunächst werden die empirischen Wahrscheinlichkeiten bzw. *Plotting Positions* nach Weibull der Beobachtungen berechnet (siehe 4.2 des Merkblatts DWA-M 552). Dazu wird der Rang durch die Anzahl aller Beobachtungen plus eins geteilt (Spalte 5 in Tabelle 1), zum Beispiel ist die empirische Wahrscheinlichkeit für das HQ aus dem Jahr 1920 $P_u = \frac{94}{100+1} = 0,9307$. Für eine Betrachtung der *Plotting Positions* im Vergleich zu den später zu ermittelnden theoretischen Hochwasserquantilen werden diese noch in empirische Jährlichkeiten übersetzt mittels der Formel $T_{emp} = \frac{1}{1-p_u}$ (Spalte 6 in Tabelle 1). Diese sind in Bild 3 dargestellt.

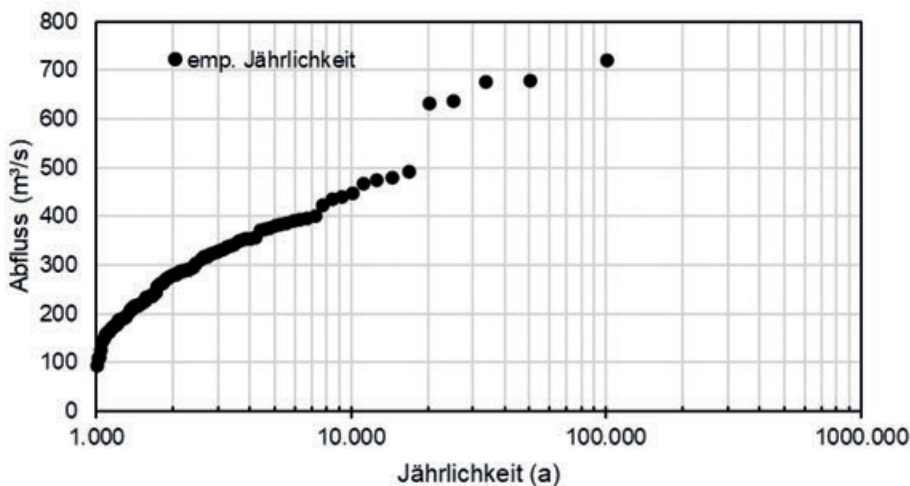


Bild 3: Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen als *Plotting Positions* nach Gleichung 4 des Merkblatts DWA-M 552

Aufgrund der *Plotting Positions* kann man für den Pegel Marienthal ableiten, dass die meisten Hochwasser sehr gleichmäßig verteilt sind. Lediglich die größten fünf Ereignisse weisen einen deutlichen Unterschied zu den übrigen Jahreshöchstabflüssen auf. Das größte Ereignis aus dem Dezember 1993 bekommt dabei eine empirische Jährlichkeit von 101 Jahren zugewiesen, da dies der Länge der Beobachtungsreihe plus eins entspricht. Es ist zumindest fraglich, ob die empirische Jährlichkeit der größten fünf Hochwasser ihrer tatsächlichen Jährlichkeit entspricht, da diese sich doch von den restlichen Hochwassern unterscheiden. Durch das Verfahren der *Plotting Positions* ist jedoch die maximale empirische Jährlichkeit auf die Reihenlänge beschränkt.

2.2.3.2 Parameterschätzung

Grundsätzlich sollten zunächst alle Verteilungsfunktionen aus 4.3.1 mit allen Parameterschätzverfahren aus 4.4 des Merkblatts DWA-M 552 berechnet werden.

Zunächst wird die Momentenmethode angewendet. Dazu sind die Standard-Momente Mittelwert \bar{x} , Standardabweichung s und Schiefe c_s zu bestimmen. Es werden lediglich die ersten drei Momente benötigt, da die Verteilungsfunktionen maximal drei Parameter besitzen.

Der Mittelwert wird geschätzt aus der Summe aller Jahreshöchstabflüsse geteilt durch die Anzahl der Jahreshöchstabflüsse (Anhang B des Merkblatts DWA-M 552):

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x_i = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^{100} x_i = 294,052$$

Für die Schätzung der Standardabweichung werden die quadratischen Differenzen zwischen jeder Beobachtung und dem Mittelwert \bar{x} summiert und durch $n-1$ geteilt (Anhang B des Merkblatts DWA-M 552):

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1} \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \sqrt{\frac{1}{99} \cdot \sum_{i=1}^{100} (x_i - 294,052)^2} = 126,495$$

Abschließend wird die Schiefe geschätzt (Anhang B des Merkblatts DWA-M 552):

$$c_s = \frac{n \cdot \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(n-1) \cdot (n-2) \cdot s^3} = \frac{100 \cdot \sum_{i=1}^{100} (x_i - 294,052)^3}{99 \cdot 98 \cdot 126,495^3} = 1,239$$

Mittels dieser drei Momente können die Parameter der Verteilungsfunktionen geschätzt werden. Beispielhaft wird dies hier einmal für die Generalisierte Extremwertverteilung (GEV) demonstriert.

Da $1,14 < c_s < 10$, wird der erste Fall der angegebenen Schätzer für den Formparameter ξ verwendet (Anhang C.1):

$$\hat{\xi} = 0,2858221 - 0,357983 \cdot c_s + 0,116659 \cdot c_s^2 - 0,022725 \cdot c_s^3 + 0,002604 \cdot c_s^4 - 0,000161 \cdot c_s^5 + 0,000004 \cdot c_s^6 = -0,00664$$

Damit lässt sich dann der Skalenparameter σ schätzen (Anhang C des Merkblatts DWA-M 552):

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\frac{s^2 \cdot \hat{\xi}^2}{\Gamma(1 + 2 \cdot \hat{\xi}) - \Gamma^2(1 + \hat{\xi})}} = \sqrt{\frac{127,574^2 \cdot (-0,00664)^2}{\Gamma(1 + 2 \cdot (-0,00664)) - \Gamma^2(1 - 0,00664)}} = 98,601$$

Die Werte der Gamma-Funktion Γ sind erhältlich über Standard-Tabellenkalkulationsprogramme.

Abschließend ist noch der Lageparameter μ zu schätzen (Anhang C des Merkblatts DWA-M 552):

$$\hat{\mu} = \bar{x} - \frac{\hat{\sigma}}{\hat{\xi}} \cdot [1 - \Gamma(1 + \hat{\xi})] = 296,422 - \frac{98,601}{-0,00664} \cdot [1 - \Gamma(1 - 0,00664)] = 238,856$$

Damit sind alle Parameter der GEV berechnet. Der Formparameter mit einem Wert nahe Null deutet nicht auf einen schweren Rand der Verteilung hin. Der Lageparameter weist auf den mittleren Wertebereich hin, während der Skalenparameter die Varianz beschreibt.

Als nächstes werden die Parameter mittels der L-Momente geschätzt. Dazu werden zunächst die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente benötigt. Analog zu den Produktmomenten genügen hier ebenfalls die ersten drei wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente. Diese berechnen sich wie folgt (Anhang B des Merkblatts DWA-M 552):

$$b_0 = \bar{x}$$

$$b_1 = \frac{1}{n \cdot (n-1)} \cdot \sum_{i=1}^n (i-1) \cdot x_{(i)}$$

$$b_2 = \frac{1}{n \cdot (n-1) \cdot (n-2)} \cdot \sum_{i=1}^n (i-1) \cdot (i-2) \cdot x_{(i)}$$

Wichtig zu beachten ist hier, dass die Ordnungsstatistik $x_{(i)}$ verwendet wird, d. h. die nach der Größe sortierten Jahreshöchstabflüsse. So lautet der erste Summand von b_1 beispielsweise $(1-1) \cdot 93,2$, der zweite Summand dementsprechend $(2-1) \cdot 109$ usw.

Damit ergibt sich

$$b_0 = 294,052$$

$$b_1 = 180,953$$

$$b_2 = 134,196$$

Mit den wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten können dann die L-Momente berechnet werden (Anhang B des Merkblatts DWA-M 552).

$$l_1 = b_0 = 296,422$$

$$l_2 = 2 \cdot b_1 - b_0 = 2 \cdot 180,953 - 294,052 = 67,854$$

$$l_3 = 6 \cdot b_2 - 6 \cdot b_1 + b_0 = 6 \cdot 134,196 - 6 \cdot 180,953 + 294,052 = 13,507$$

Die berechneten L-Momente können nun genutzt werden, um alle Verteilungen aus dem Merkblatt anzupassen. Erneut wird dies exemplarisch für die GEV-Verteilung demonstriert.

Für die Schätzung des Formparameters ξ wird zunächst eine Hilfsvariable benötigt (Anhang C des Merkblatts DWA-M 552):

$$f = \frac{2 \cdot l_2}{l_3 + 3 \cdot l_2} - \frac{\ln 2}{\ln 3} = \frac{2 \cdot 68,815}{13,306 + 3 \cdot 68,815} - \frac{\ln 2}{\ln 3} = -0,00462$$

Mit dieser kann dann ξ geschätzt werden (Anhang C des Merkblatts DWA-M 552):

$$\hat{\xi} = 7,8590 \cdot f + 2,9554 \cdot f^2 = -0,0362$$

Die übrigen Parameter ergeben sich zu (Anhang C des Merkblatts DWA-M 552):

$$\hat{\sigma} = \frac{\hat{\xi} \cdot l_2}{\Gamma(1 + \hat{\xi}) \cdot (1 - 2^{-\hat{\xi}})} = 95,913$$

$$\hat{\mu} = l_1 + \hat{\sigma} \cdot (\Gamma(1 + \hat{\xi}) - 1) / \hat{\xi} = 237,513$$

Die mittels L-Momenten berechneten Parameter unterscheiden sich geringfügig von den mittels Produktmomenten berechneten Parametern. Dieser Unterschied lässt sich durch die geringe Schwere der Ränder erklären. Würden einzelne außergewöhnlich große Hochwasser in der Stichprobe enthalten sein, wären die Unterschiede größer, da die Produktmomente diese sehr viel stärker in der Parameterschätzung berücksichtigen.

Die Maximum-Likelihood-Methode kann für die meisten Verteilungen, unter anderem die GEV-Verteilung, nicht händisch berechnet werden. Stattdessen empfehlen sich dafür Statistikprogramme. Für die GEV-Verteilung können die Verteilungsparameter beispielsweise mit dem Paket *fExtremes* (WUERTZ et al. 2022) sowie dem Befehl `gevFit` in R berechnet werden:

$$\hat{\xi} = -0,0574$$

$$\hat{\sigma} = 91,807$$

$$\hat{\mu} = 235,544$$

Eine Übersicht aller angepassten Parameter mittels verschiedener Schätzverfahren findet sich in Tabelle 2. Die logarithmierte PearsonIII-Verteilung konnte mittels Maximum-Likelihood-Schätzung nicht angepasst werden, da die zulässigen Parametergrenzen verletzt waren.

Tabelle 2: Geschätzte Parameter verschiedener Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen. MoM=Methodenmethode, Lmom=L-Momente, ML=Maximum-Likelihood

Verteilung	Schätzverfahren	Formparameter	Lageparameter	Skalenparameter
GEV	MoM	-0,00664	238,865	98,601
GEV	Lmom	-0,0362	237,513	95,913
GEV	ML	-0,0574	235,544	91,807
Gumbel	MoM		239	99,5
Gumbel	Lmom		239,1	99,3
Gumbel	ML		239,9	99,5
PearsonIII	MoM	2,88	80,02	75,21
PearsonIII	Lmom	2,92	78,96	74,5
PearsonIII	ML	3,27	68,75	69,67
LogNormal	MoM	0,363	-43,423	5,763
LogNormal	Lmom	0,399	-13,151	5,655
LogNormal	ML	0,417	1,387	5,601
logPearsonIII	MoM	-0,0291	11,7807	212,0931
logPearsonIII	Lmom	-0,0101	22,9331	1.709,1833
logPearsonIII	ML	-	-	-

Wurden nun verschiedene Verteilungsfunktionen mittels der drei Parameterschätzverfahren angepasst, können Hochwasserquantile und -wahrscheinlichkeiten berechnet werden. Dies geschieht mittels der Quantilsfunktion bzw. der Verteilungsfunktion.

Mittels der Quantilsfunktion kann für eine gegebene Jährlichkeit der zugehörige Hochwasserscheitel geschätzt werden. Für die GEV-Verteilung mit L-Momenten ergibt sich das Hochwasser zu der Jährlichkeit 100 Jahre beispielsweise zu (Anhang C des Merkblatts DWA-M 552)

$$HQ(100) = x(P_U) = \mu + \frac{\sigma}{\xi} \cdot [1 - (-\ln P_U)^\xi] = 237,513 + \frac{95,913}{-0,0362} \cdot [1 - (-\ln(1 - 1/100))^{-0,0362}] = 717,591 \text{ m}^3/\text{s}$$

Für den Pegel Marienthal/Regen liegt folglich der Hochwasserscheitel, der im statistischen Mittel alle 100 Jahre überschritten wird, bei ca. 717 m³/s.

Für diese Rechnung wurde zunächst die Jährlichkeit in eine Wahrscheinlichkeit umgewandelt, da $P_u = 1 - 1/T$, und die geschätzten Parameter wurden in die Quantilsfunktion eingesetzt. Analog können weitere Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten und Parameterschätzungen bzw. Verteilungsfunktionen berechnet werden (Tabelle 3). Für den Pegel Marienthal ergeben sich die in Bild 4 dargestellten Verteilungsfunktionen mit den zugehörigen Hochwasserquantilen.

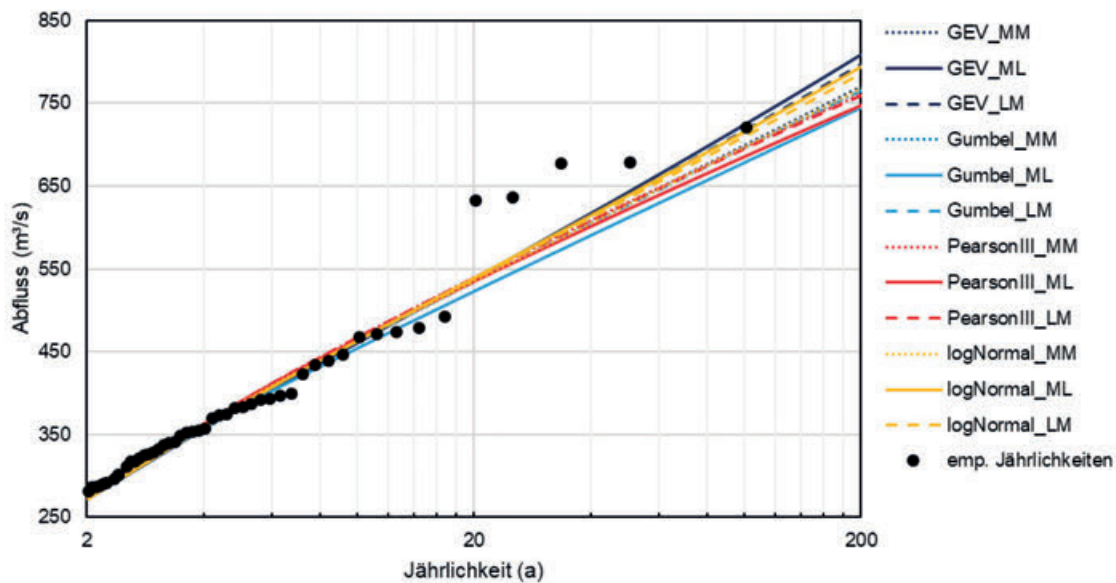


Bild 4: Verschiedene, mittels dreier Schätzverfahren an die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Marienthal/Regen angepasste Verteilungsfunktionen [MM=Momentenmethode, LM=L-Momente, ML=Maximum-Likelihood] sowie die empirischen Jährlichkeiten der Jahreshöchstabflüsse

Generell ist der Verlauf der einzelnen Verteilungsfunktionen mit verschiedenen Parameterschätzern sehr ähnlich. Erst ab einer Jährlichkeit von ca. 50 Jahren gehen die Verläufe der Verteilungsfunktionen etwas auseinander. Für eine Jährlichkeit von 200 Jahren schwankt das ermittelte Hochwasserquantil in einem Bereich von ca. $60 \text{ m}^3/\text{s}$. Der vermutete wenig schwere Rand bestätigt sich in Bild 4, da der Verlauf der Verteilungsfunktionen nahezu linear ist.

2.2.3.3 Wahl der Verteilungsfunktion

Im vorherigen Abschnitt wurden mehrere Verteilungsfunktionen mit mehreren Parameterschätzverfahren an die Jahreshöchstabflüsse angepasst. Nicht alle Kombinationen von Verteilungen und Schätzverfahren sind vermutlich für die Schätzung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten geeignet. Daher sollten in einem nächsten Schritt eine Bewertung der Anpassung und gegebenenfalls eine Auswahl der Verteilungsfunktionen erfolgen.

Visuell ist zunächst keine der Verteilungsfunktionen auszuschließen. Sie verlaufen alle ähnlich im betrachteten Bereich, sodass keine Verteilung und kein Parameterschätzer ausgeschlossen werden kann. Die empirischen Jährlichkeiten liegen nahe bei den theoretischen Jährlichkeiten, lediglich bei den größten Hochwassern gibt es Abweichungen.

Tabelle 3: Hochwasserquantile (in m³/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels verschiedener Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Mariantal. Hinweis: die Quantile der logarithmierten PearsonIII-Verteilung konnten nicht berechnet werden, da die gültigen Parameterbereiche verletzt wurden

Verteilung/Parameter-schätzung	Jährlichkeit (Jahre)							
	2	5	10	20	25	50	100	200
GEV_MM	275	388	462	535	558	629	699	770
GEV_ML	270	379	456	533	557	637	719	804
GEV_LM	270	381	458	534	558	635	718	797
Gumbel_MM	275	388	463	534	557	627	697	766
Gumbel_ML	273	379	450	517	538	604	670	735
Gumbel_LM	273	384	458	528	551	620	688	756
PearsonIII_MM	272	390	467	540	562	630	697	761
PearsonIII_ML	274	390	465	535	557	622	686	747
PearsonIII_LM	272	390	467	539	561	629	695	759
logPearsonIII_MM								
logPearsonIII_ML								
logPearsonIII_LM								
logNormal_MM	275	388	463	535	557	627	697	767
logNormal_ML	272	386	463	539	563	639	715	794
logNormal_LM	273	387	464	538	562	636	710	786

Auch Q-Q-Plots (über das Programm R, siehe 4.6.2 des Merkblatts DWA-M 552) geben keine weitere Information über mögliche ungeeignete Verteilungsfunktionen. Als nächstes werden daher Anpassungstests angewendet. Da die Parameter der Verteilungsfunktionen geschätzt wurden, eignet sich der Anderson-Darling-Test für diesen Zweck am besten. Für dessen Anwendung wird erneut das Programm R verwendet mit dem Paket *goftest* (FARAWAY et al. 2021). Beispielsweise wird für den Anderson-Darling-Test der GEV mit L-Momentenschätzung der Befehl

```
ad.test(HQ, "pgev",xi=0.0362, mu=237.513, beta=95.913, estimated=TRUE)
```

verwendet.

Für sämtliche Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren ergeben sich p-Werte des Anderson-Darling-Tests größer als das Signifikanzniveau von 0,05. Damit wird keine der Verteilungsfunktionen mit Parameterschätzverfahren abgelehnt.

Als nächstes ist die Güte der Anpassung zu vergleichen. Dazu werden Informationskriterien herangezogen (siehe 4.6.4 des Merkblatts DWA-M 552), genauer gesagt AIC (Akaike Informationskriterium) und BIC (Bayes'sches Informationskriterium) (Tabelle 4). AIC und BIC konnten für die logPearsonIII-Verteilung nicht berechnet werden, da bereits bei der Maximum-Likelihood-Schätzung der zulässige Wertebereich verletzt wurde. Die niedrigsten Werte für AIC und BIC weist die Gumbel-Verteilung

angepasst mit den L-Momenten auf. Allerdings unterscheiden sich diese Werte um weniger als 3 von denen der übrigen Verteilungen. Es kann somit keine Verteilungsfunktion als bestes Modell gewählt werden. Stattdessen ist ein Unsicherheitsbereich für die Bemessungshochwasser zu betrachten. So würde man für das $HQ(100)$ einen Wertebereich von $670 \text{ m}^3/\text{s}$ bis $730 \text{ m}^3/\text{s}$ festlegen. Dieser Wertebereich charakterisiert die Unsicherheit der Modellwahl. Er ist vergleichsweise klein, was generell auf eine geringe Unsicherheit in der Schätzung schließen lässt.

Tabelle 4: AIC und BIC für verschiedene Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen mittels verschiedener Schätzverfahren

Verteilung	Schätzverfahren	AIC	BIC
GEV	MoM	1.236,1	1.243,9
GEV	Lmom	1.235,5	1.243,3
GEV	ML	1.235,6	1.243,4
Gumbel	MoM	1.234,3	1.239,5
Gumbel	Lmom	1.233,9	1.239,1
Gumbel	ML	1.234,2	1.239,4
PearsonIII	MoM	1.235,3	1.243,1
PearsonIII	Lmom	1.234,9	1.242,8
PearsonIII	ML	1.235,2	1.243,1
logPearsonIII	MoM	-	-
logPearsonIII	Lmom	-	-
logPearsonIII	ML	-	-
LogNormal	MoM	1.235,7	1.243,5
LogNormal	Lmom	1.235,1	1.242,9
LogNormal	ML	1.235,2	1.243,0

2.2.3.4 Konfidenzintervalle

Für die im vorherigen Abschnitt ausgewählten Verteilungen sind im nächsten Schritt Konfidenzintervalle zu bestimmen. Dies geschieht mittels parametrischem Bootstrap, d. h. auf Basis der angepassten Verteilung und mit den geschätzten Parametern wird eine Stichprobe derselben Länge wie die der Jahreshöchstabflüsse zufällig generiert und an diese Stichprobe wiederum dieselbe Verteilung angepasst mittels desselben Parameterschätzverfahrens (siehe 4.5 des Merkblatts DWA-M 552). Anschließend wird das gesuchte Hochwasserquantil geschätzt. Die Generierung, Anpassung und Quantilschätzung werden mehrfach wiederholt. Gute statistische Praxis sind mindestens 1.000 Wiederholungen. Anschließend wird für das Quantil von Interesse aus allen 1.000 Anpassungen das 5 %-Quantil und das 95 %-Quantil berechnet. Diese Werte bezeichnen die untere und die obere Konfidenzgrenze und ergeben somit das Konfidenzband. Für den vorliegenden Pegel Marienthal/Regen wird dies am Beispiel der GEV-Verteilung und Parameterschätzung mittels L-Momenten demonstriert. Für alle übrigen Verteilungen und Schätzverfahren erfolgt das Vorgehen analog.

Die mehrfache Generierung der 100 Werte aus der GEV-Verteilung mittels der mit L-Momenten bestimmten Parameter kann zum Beispiel durch ein Statistikprogramm wie R mit dem Paket fExtremes (WUERTZ et al. 2022) und dem Befehl rgev geschehen. In Tabelle 5 sind die resultierenden Konfidenzintervalle aufgeführt. Für das HQ(100) ergibt sich beispielsweise ein Wertebereich von 594 m³/s bis 883 m³/s, welcher allein durch den Stichprobeneffekt begründet ist. Bei kleineren Stichproben sind die Spannbreiten der Konfidenzintervalle dementsprechend größer.

Tabelle 5: Mittels parametrischem Bootstrap und 1.000 Wiederholungen bestimmte Konfidenzbänder für die Schätzung anhand der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen mittels GEV-Verteilung und L-Momenten

Jährlichkeit	2	5	10	20	25	50	100	200
GEV (L-Momente) (m ³ /s)	270	381	458	534	558	635	718	797
5 %-Konfidenzintervall (m ³ /s)	252	354	419	479	498	547	594	634
95 %-Konfidenzintervall (m ³ /s)	294	418	507	608	643	755	883	1.026

Die so erhaltenen Konfidenzbänder können grafisch zusammen mit der Schätzung basierend auf den Jahreshöchstabflüssen und den empirischen Jährlichkeiten (siehe 2.2.3.1) dargestellt werden (Bild 5). Die Abbildung zeigt, dass die *Plotting Positions* für mehrere der großen Hochwasser nicht der geschätzten GEV-Verteilung folgen, aber dennoch innerhalb des Unsicherheitsbereichs liegen. Dies bestätigt noch einmal die Güte der Anpassung der GEV-Verteilung mit L-Momenten, zeigt aber auch, dass eine Berücksichtigung der Unsicherheit wichtig für die Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten ist.

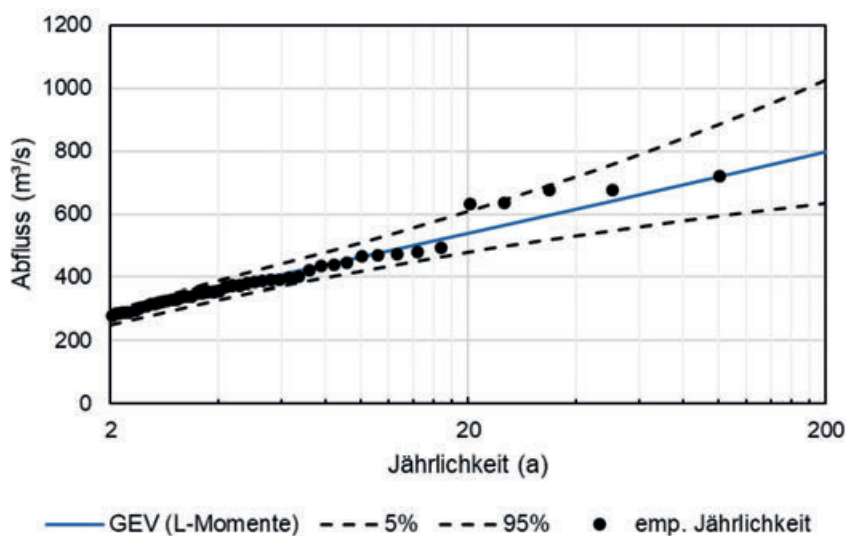


Bild 5: Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der GEV-Verteilung und L-Momenten sowie entsprechende Konfidenzintervalle und empirische Jährlichkeiten für den Pegel Marienthal/Regen

2.3 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von partiellen Serien

Neben den Jahreshöchstabflüssen liegen auch Monatshöchstabflüsse für den Pegel Marienthal/Regen vor. Aus diesen kann eine partielle Serie gebildet werden, deren geschätzte Hochwasserquantile mit denen der Schätzung auf Basis der Jahreshöchstabflüsse verglichen werden können. Die Reihe der Monatshöchstabflüsse wurde analog zu den Jahreshöchstabflüssen auf Instationaritäten geprüft,

wobei keine Instationarität festgestellt werden konnte. Für die Betrachtung der partiellen Serie ist zunächst ein Schwellenwert u zu wählen. Es stehen verschiedene Wahlmöglichkeiten für den Schwellenwert zur Verfügung, welche einen großen Einfluss auf das Ergebnis haben können. In diesem Beispiel werden zwei Wahlen des Schwellenwerts miteinander verglichen: die hydrologisch begründete Wahl nach Dyck zu $u_1 = 3 \cdot MQ$ und die empirisch-begründete Wahl, sodass im Mittel drei Ereignisse pro Jahr in der Stichprobe enthalten sind.

Somit ergeben sich die beiden Schwellenwerte $u_1 = 111,62$ und $u_2 = 127$. Folglich unterscheiden sich auch die Stichprobengrößen der jeweiligen zugehörigen partiellen Serie mit $n_1 = 370$ und $n_2 = 304$ (Bild 6). Die in den partiellen Serien enthaltenen Hochwasserscheitel wurden anhand des Kriteriums aus 3.3 des Merkblatts DWA-M 552 auf Unabhängigkeit geprüft.

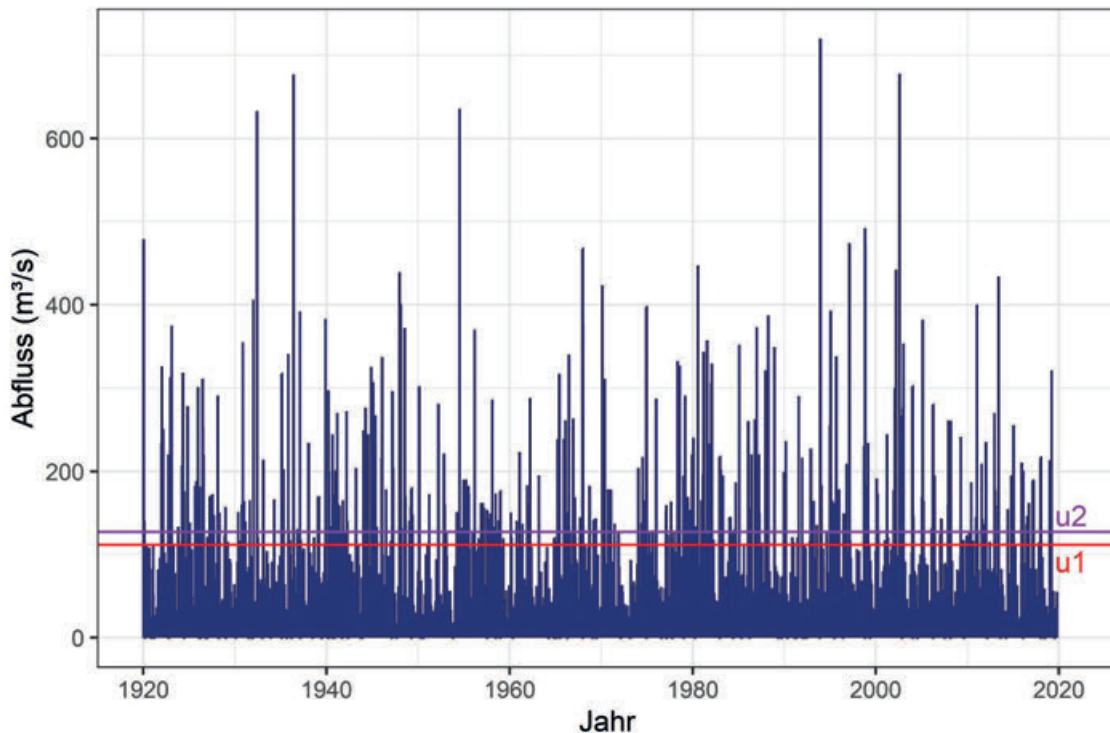


Bild 6: Monatshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen sowie Schwellenwerte u_1 und u_2

Als nächstes wird die Generalisierte Pareto-Verteilung (GPD) an die Werte über dem jeweiligen Schwellenwert mittels L-Momenten angepasst (siehe 4.3.2 des Merkblatts DWA-M 552). Natürlich sollten auch hier mehrere Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren angewendet und verglichen werden. Darauf wird in diesem Beispiel aus Übersichtsgründen jedoch verzichtet. Die Parameter der GPD ergeben sich zu

$$\kappa_1 = 0,104, \beta_1 = 87,104 \text{ für den Schwellenwert } u_1$$

und zu

$$\kappa_2 = 0,0554, \beta_2 = 95,644 \text{ für den Schwellenwert } u_2.$$

Da wir an Hochwasserquantilen für gegebene Jährlichkeiten interessiert sind, genügt die GPD alleine nicht zur Berechnung. Stattdessen muss zusätzlich noch die Poisson-Verteilung zur Bestimmung der Wahrscheinlichkeit der Anzahl an Werten über dem Schwellenwert pro Jahr angewendet werden. Der Parameter λ der Poisson-Verteilung entspricht der mittleren Anzahl an Ereignissen pro Jahr, d. h. $\lambda_1 = n_1/n = 370/100 = 3,7$ bzw. $\lambda_2 = n_2/n = 304/100 = 3,04$.

Die jährliche Verteilung der partiellen Serie ergibt sich dann aus der Kombination von Poisson-Verteilung und GPD:

$$F_{a,p}(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} \cdot \left(1 - \left(1 + \kappa \cdot \frac{x-x_0}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}\right)^k = e^{-\lambda} \cdot \exp\left(\lambda \left(1 - \left(1 + \kappa \cdot \frac{x-x_0}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}\right)\right) \\ = \exp\left(-\lambda \cdot \left(1 + \kappa \cdot \frac{x-x_0}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}\right)$$

Dies entspricht wiederum einer GEV-Verteilung mit Parametern $\zeta = -\kappa$, $\sigma = \beta \cdot \lambda^{\kappa}$ und $\mu = u - \beta \cdot (1 - \lambda^{\kappa})/\kappa$. Somit erhalten wir zwei Parametersets der GEV für die partielle Serie, jeweils eines für jeden Schwellenwert:

$$\zeta_1 = -\kappa_1 = -0,104, \sigma_1 = \beta_1 \cdot \lambda_1^{\kappa_1} = 87,104 \cdot 3,7^{0,104} = 99,800 \text{ und } \mu_1 = u_1 - \beta_1 \cdot (1 - \lambda_1^{\kappa_1})/\kappa_1 = 233,703$$

$$\zeta_2 = -\kappa_2 = 0,0554, \sigma_2 = \beta_2 \cdot \lambda_2^{\kappa_2} = 95,643 \cdot 3,04^{0,0554} = 101,720 \text{ und } \mu_2 = u_2 - \beta_2 \cdot (1 - \lambda_2^{\kappa_2})/\kappa_2 = 236,685$$

Mit diesen Parametersätzen können nun leicht wieder Hochwasserquantile mittels der Quantilsfunktion der GEV für gegebene Jährlichkeiten berechnet werden (Tabelle 6).

Tabelle 6: Hochwasserquantile (in m³/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GPD und Poisson-Verteilung sowie L-Momenten für die partielle Serie am Pegel Marienthal/Regen für verschiedene Schwellenwerte

	Jährlichkeit (Jahre)							
Schwellenwert	2	5	10	20	25	50	100	200
u_1	271	396	487	581	612	714	822	938
u_2	274	396	480	565	593	680	770	863

Es zeigt sich, dass der zweite, größere Schwellenwert zu niedrigeren Hochwasserquantilen ab einer Jährlichkeit von ca. 10 Jahren führt. Dies liegt in dem geringeren Formparameter begründet. Im Vergleich zu den Ergebnissen basierend auf den Jahreshöchstabflüssen ergeben sich insgesamt höhere Hochwasserquantile, was durch die größere Anzahl an großen Hochwassern in der partiellen Serie begründet werden kann.

Auch für die partielle Serie können analog zu den Jahreshöchstabflüssen Konfidenzintervalle berechnet werden. Die Wahl der Verteilungsfunktion erfolgt analog zu den Jahreshöchstabflüssen.

2.4 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von multivariater Statistik

Wie bereits in 4.7 des Merkblatts DWA-M 552 erörtert, ist häufig nicht nur der Scheitelabfluss eines Hochwassers von Bedeutung, sondern die Wahrscheinlichkeit von weiteren zugehörigen Hochwassercharakteristika, wie beispielsweise der Fülle, um zum Beispiel einem vorgegebenen Scheitelwert eine statistisch belastbare Fülle zuzuordnen. Andere Anwendungen bestehen auch in der Ermittlung von zeitgleich auftretenden Hochwasserscheiteln beim Zusammenfluss von zwei Gewässern oder bei pluvialen und fluvialen Ereignissen. Aufgrund dessen werden nachfolgend drei verschiedene Szenarien mithilfe der multivariaten Statistik dargestellt.

Hierbei werden am Pegel Marienthal am Fluss Regen die Jahreshöchstabflüsse (auch als Jahresmaxima oder Annual Maximum Series (AMS) oder AMAX bezeichnet) mit den korrespondierenden Füllen verglichen. Die zu den beobachteten Scheiteln gehörenden Füllen wurden mittels einer

Hochwasserereignisseparation auf Basis von mittleren Tagesabflüssen ermittelt (siehe Merkblatt DWA-M 552, Unterabschnitt 3.3). Des Weiteren erfolgt ein Vergleich zwischen den Jahreshöchstabflüssen der Donau oberhalb der Regenmündung mit den zeitgleich zugehörigen Scheitelabflüssen am Pegel Marienthal/Regen.

Für die statistische Beschreibung aller Pegeldata wird zuerst der statistische Zusammenhang zwischen den beiden korrelierten Variablen, in diesem Fall den Scheitelwerten der Jahreshöchstabflüsse sowie deren zugehörige Füllen, mithilfe der Rangkorrelation nach Kendalls τ beschrieben. Die zugehörige Korrelation findet sich nachfolgend in der Übersichtsmatrix (siehe Tabelle 7). Mit 0,414 liegt die Korrelation eher im unteren Bereich, was darauf hindeutet, dass nicht unbedingt große Scheitel auch mit großen Füllen einhergehen. Im Anschluss werden die Verteilungen der beiden Variablen Scheitel und Fülle (Marginalverteilungen oder Randverteilungen) unabhängig voneinander an die jeweilige Stichprobe mittels der Methoden der univariaten Statistik (siehe 4.3.1 des Merkblatts DWA-M 552) angepasst (Bild 7). Die Wahl der Verteilungsfunktionen wird analog zur univariaten Statistik geprüft (siehe 4.6.3 des Merkblatts DWA-M 552). Die GEV-Verteilung mit L-Momenten wird aufgrund dieser Ergebnisse für beide Variablen ausgewählt. Natürlich können auch weitere Verteilungen gewählt werden, sofern sie eine ähnliche Güte (AIC und BIC, siehe oben) wie die gewählte Verteilung haben. Es zeigt sich auch visuell für den Pegel Marienthal eine gute Anpassung der Verteilungsfunktionen sowohl für die Scheitel- als auch die Füllenwerte. Die empirischen Jährlichkeiten entsprechen dabei nahezu den theoretischen Jährlichkeiten und selbst für große Jährlichkeiten größer als 10 Jahre zeigen sich nur geringe Abweichungen. Mittels der so erhaltenen Verteilungsfunktionen werden die beobachteten Variablenpaare X (Scheitel) und Y (Fülle) in ihre jeweiligen Unterschreitungswahrscheinlichkeiten in den Raum $[0,1]$ transformiert, d. h., die Verteilungsfunktion wird direkt auf die beobachteten Werte angewendet. An diese transformierten Werte wird dann das Copula-Modell angepasst. 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. Die Copula-Parameter werden dabei mittels Kendalls τ geschätzt. Für die Prüfung der Anpassungsgüte wird in den nachfolgenden Anwendungsfällen zum einen das Akaike-Informationskriterium (AIC) herangezogen, zum anderen erfolgt neben dem formalen Anpassungstest auch eine visuelle Überprüfung der Gesamtanpassungsgüte zwischen den verwendeten archimedischen Copulas (Clayton, Frank und Gumbel). Dabei werden die beobachteten Werte mit den synthetisch erzeugten Werten verglichen (Bild 8). In diesem Fall wird die Gumbel-Copula als Modell für die Abhängigkeit zwischen Scheitel und Fülle ausgewählt. Im Anschluss daran können die UND-Jährlichkeit (gemeinsame Eintrittswahrscheinlichkeit von mehreren Ereignissen), die ODER-Betrachtung sowie die konditionale Wahrscheinlichkeit (Wahrscheinlichkeit unter der Bedingung des Eintritts eines anderen Ereignisses) dargestellt werden (siehe Bild 9). So ergibt sich beispielsweise für ein gemeinsames Auftreten eines Scheitels von $600 \text{ m}^3/\text{s}$ und einer Fülle von ca. 425 Mio. m^3 eine UND-Wahrscheinlichkeit von 0,99 und eine Jährlichkeit von 100 Jahren. Geht man von der gemeinsamen Jährlichkeit von 100 Jahren aus, so gibt es viele weitere Kombinationen von Scheitel und Fülle derselben Jährlichkeit, jedoch sind Kombinationen an den Rändern der Isolinien aus hydrologischer Sicht deutlich unwahrscheinlicher, da in diesen Fällen sehr große Scheitel mit eher kleinen Füllen oder umgekehrt auftreten müssten. Die Jährlichkeit für ein Auftreten eines Scheitels von $600 \text{ m}^3/\text{s}$ oder einer Fülle von $425 \text{ m}^3/\text{s}$ liegt hingegen bei ca. 30 Jahren. Dies bedeutet, dass das einzelne Auftreten dieser Scheitel- bzw. Füllenwerte sehr viel wahrscheinlicher ist als das gemeinsame Auftreten. Möchte man nun wissen, wie wahrscheinlich das Auftreten eines bestimmten Hochwasserscheitels für eine bereits bekannte Fülle ist, so wird die bedingte Wahrscheinlichkeit angewendet. Für eine Fülle von $425 \text{ m}^3/\text{s}$ liegt die Wahrscheinlichkeit eines Scheitels mit einer Jährlichkeit von 100 Jahren zum Beispiel bei 0,7. Der Scheitel eines $HQ(10)$ wird bei einer solchen Fülle hingegen nahezu immer überschritten.

Tabelle 7: Übersichtsmatrix für die Scheitel-Fülle-Copulas am Pegel Marienthal/Regen

Korrelation	Anpassungstest Verteilungsfunktionen		Verteilungsfunktion Pegel Marienthal Q_s	Verteilungsfunktion Pegel Mari- enthal V	Wahl der Copula
Kendalls τ 0,414	KS-Test $Q_s = 0,98$ $V = 0,84$	Cramer-Test $Q_s = 0,98$ $V = 0,89$	Generalisierte Extremwertverteilung (GEV) ($\mu = 238,98, \sigma = 92,44,$ $\zeta = 0,079$)	Generalisierte Extremwertverteilung (GEV) ($\mu = 82,51,$ $\sigma = 43,48, \zeta = 0,27$)	Gumbel-Copula $\theta = 1,7$ & $\tau = 0,41$

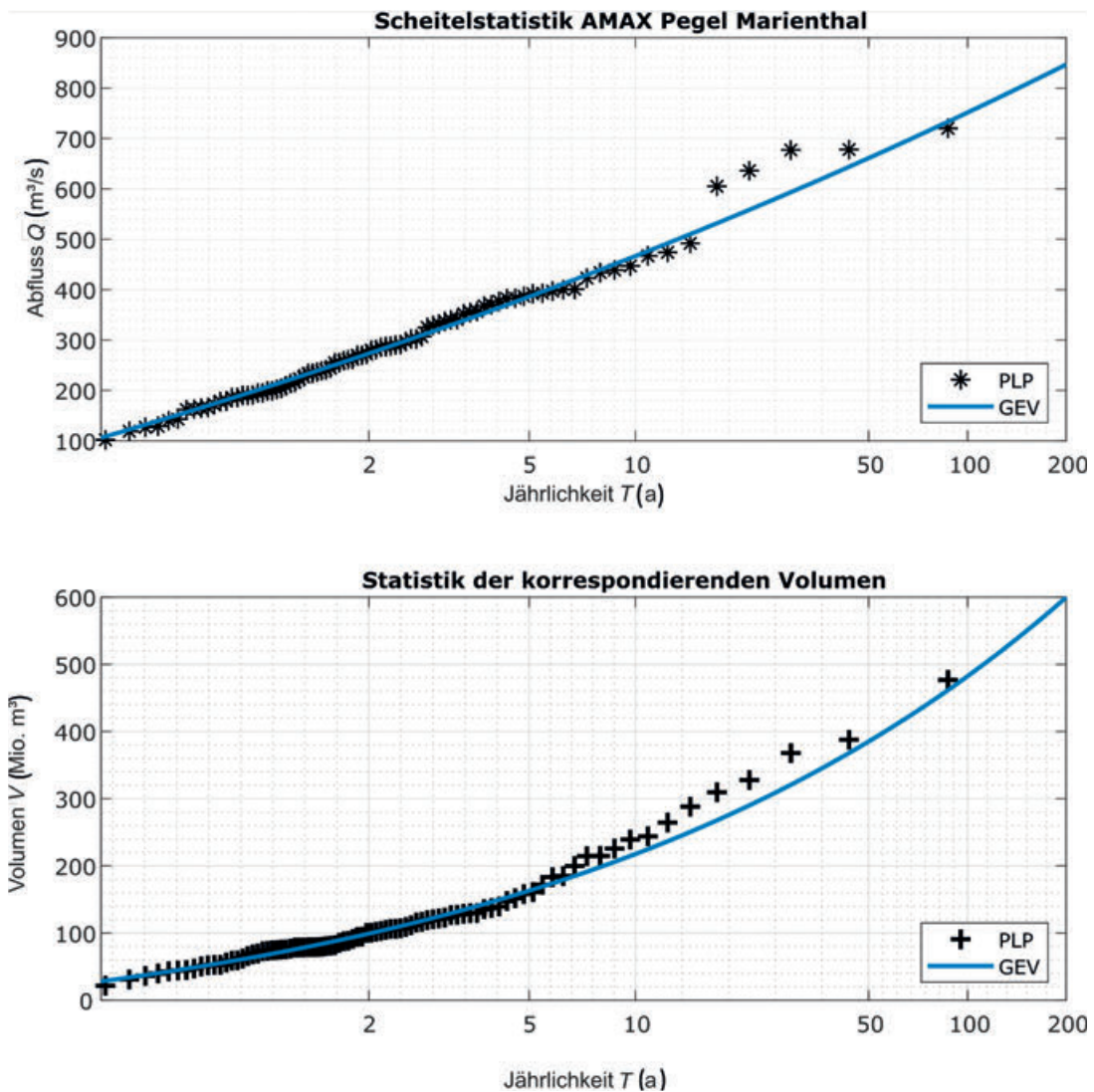


Bild 7: Scheitelstatistik der Jahreshöchstabflüsse (AMAX) am Pegel Marienthal/Regen und der korrespondierenden Volumen

Für Softwarenutzer des HQ-Statistik-Experts

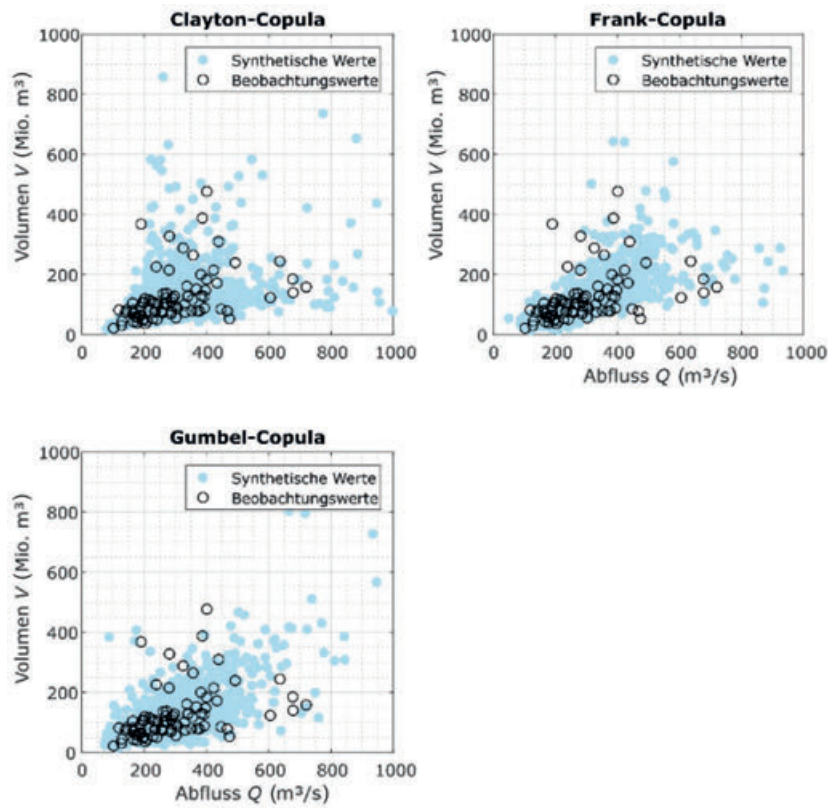


Bild 8: Beobachtete vs. simulierte Daten der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen und der korrespondierenden Füllen, rot: ausgewähltes Copula-Modell

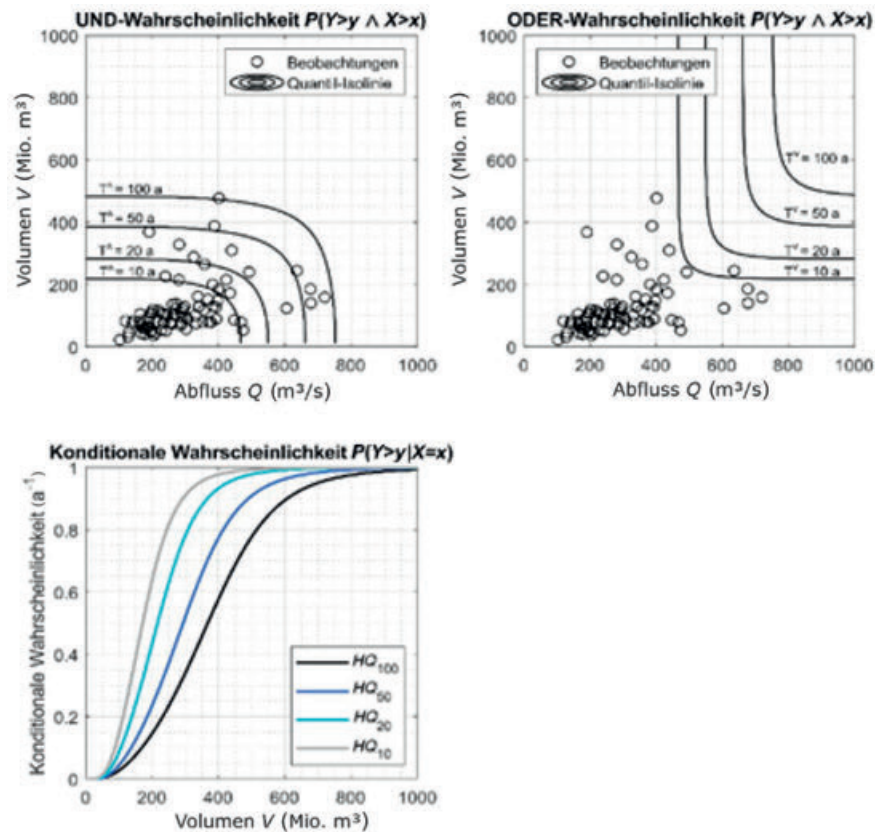


Bild 9: UND-/ODER-/Konditionale Wahrscheinlichkeit für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen

Analog zur Scheitel-Füllen-Statistik kann auch die Scheitel-Scheitel-Statistik mittels Copulas für den Pegel Marienthal/Regen gebildet werden. Dazu werden die Jahreshöchstabflüsse oberhalb der Mündung des Regen in die Donau mit den zeitgleichen Hochwasserscheiteln am Pegel Marienthal/Regen verglichen. Dabei ist zu berücksichtigen, dass von Hochwassern in der Donau ausgegangen wird. Dies bedeutet, dass der Fall eines Hochwassers im Regen ohne ein zeitgleiches Hochwasser in der Donau unberücksichtigt bleibt. Der Vollständigkeit halber können auch solche Ereignisse mit in die Stichprobe aufgenommen werden. Das weitere Verfahren ist analog zur Scheitel-Füllen-Statistik. Mit einer Korrelation von 0,27 ist die Abhängigkeit zwischen den Scheiteln in der Donau und denen im Regen relativ gering. Dies bedeutet, dass zeitgleiche große Scheitel bzw. zeitgleiche kleine Scheitel eher selten auftreten. Erneut wird die GEV-Verteilung für die Anpassung an die Scheitelwerte beider Stichproben ausgewählt. Es zeigt sich erneut eine gute Anpassung an die Hochwasserscheitel. Die Anpassungstests lehnen die Verteilung nicht ab und auch die *Plotting Positions* liegen nahe an den theoretischen Jährlichkeiten. Die Ergebnisse sind in Tabelle 8 sowie Bildern 10 bis 12 gegeben. In Bild 12 ist zu sehen, dass zum Beispiel ein gemeinsames Auftreten eines Scheitels von ca. 2.400 m³/s in der Donau vor der Regenmündung mit einem Scheitel von 300 m³/s im Regen eine Jährlichkeit von 300 Jahren hat. Dieselbe Jährlichkeit weist auch ein Scheitel von ca. 1.600 m³/s in der Donau zusammen mit einem Scheitel von 400 m³/s im Regen auf. Das Auftreten eines Scheitels von 2.400 m³/s in der Donau oder eines Scheitels von 300 m³/s im Regen hat hingegen nur eine Jährlichkeit von ca. 20 Jahren. Durch diese Betrachtungen können kritische Zusammenflüsse von Regen und Donau betrachtet werden. Geht man beispielsweise von einem Scheitel von 400 m³/s im Regen aus, so ist mit einer Wahrscheinlichkeit von 80 % ein *HQ*(100) in der Donau oberhalb der Regenmündung zu erwarten.

Tabelle 8: Übersichtsmatrix für die Scheitel-Scheitel-Copula für den Pegel an der Donau sowie Marienthal/Regen

Korrelation	Anpassungstest Verteilungsfunktionen		Verteilungsfunktion Pegel Donau Q_D	Verteilungsfunktion Pegel Marienthal Q_M	Wahl der Copula
Kendalls τ 0,27	KS-Test $Q_D = 0,98$ $Q_M = 0,70$	Cramer-Test $Q_D = 0,99$ $Q_M = 0,82$	Generalisierte Extremwertver- teilung (GEV) ($\mu = 1.208,94,$ $\sigma = 353,58,$ $\xi = -0,14$)	Weibull-Verteilung ($\sigma = 152,07, \xi = 1,58$)	Gumbel-Copula $\theta = 1,37$ & $\tau = 0,27$

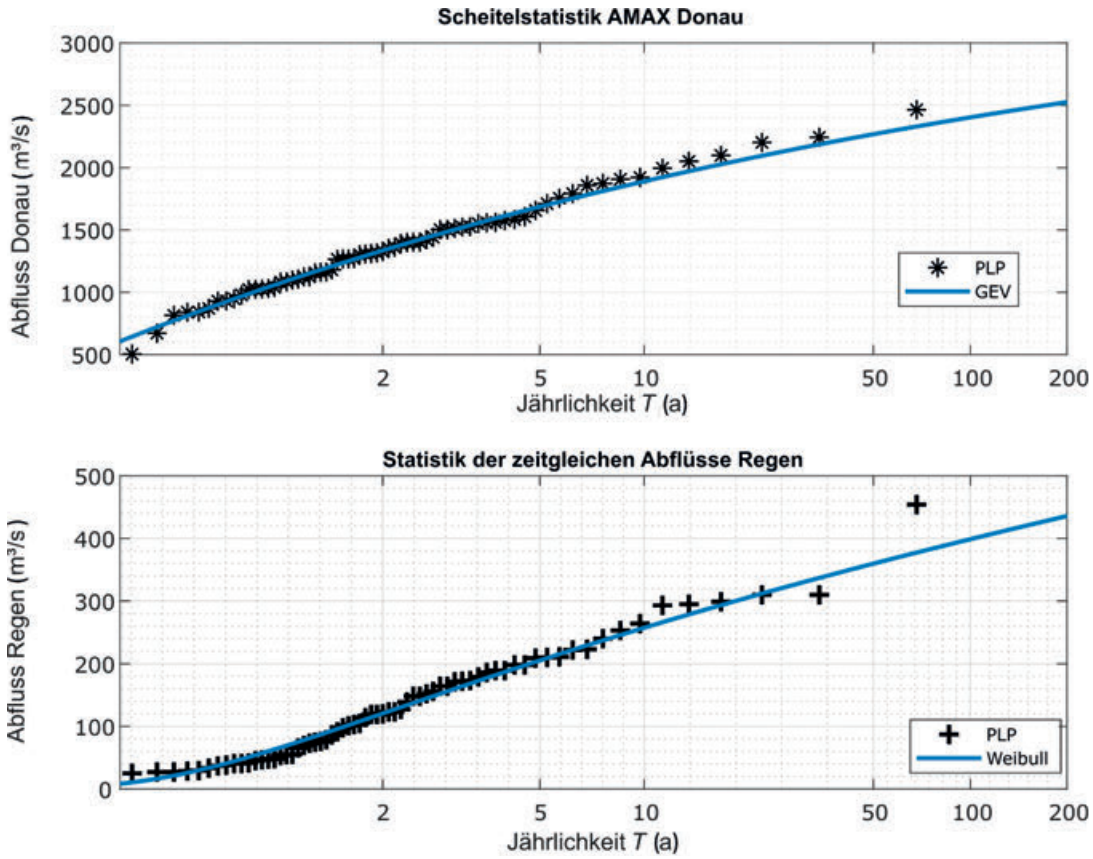


Bild 10: Scheitelstatistik der Jahreshöchstabflüsse am Pegel an der Donau und der zeitgleichen Abflüsse am Pegel Marienthal/Regen

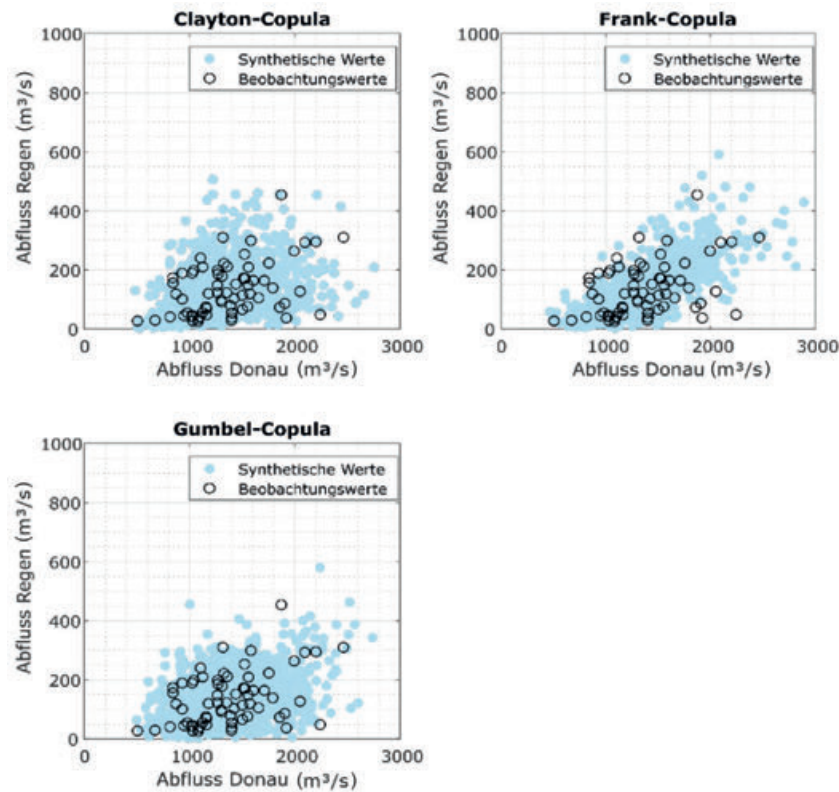


Bild 11: Beobachtete vs. simulierte Daten der Jahreshöchstabflüsse am Pegel an der Donau und der zeitgleichen Abflüsse am Pegel Marienthal/Regen

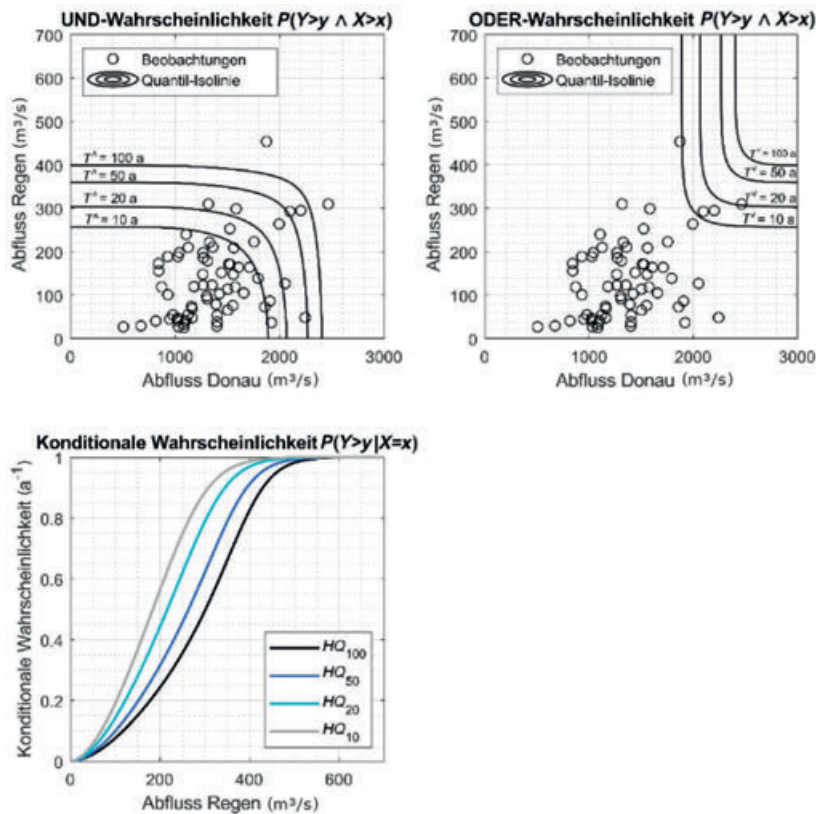


Bild 12: UND-/ODER-/Konditionale Wahrscheinlichkeit der Jahreshöchstabflüsse am Pegel an der Donau und die zeitlichen Abflüsse am Pegel Marienthal/Regen

2.5 Zeitliche Informationserweiterung

2.5.1 Rekonstruktion historischer Hochwasser

Für den Pegel Marienthal und seinen Vorgängerpegel liegen kontinuierliche Abflusszeitreihen seit dem Jahr 1900 vor. Abschätzungen historischer Hochwasserabflüsse sind den Autoren zum aktuellen Zeitpunkt nicht bekannt. Um für diesen Pegel für das Merkblatt dennoch ein Beispiel für die zeitliche Informationserweiterung durch Anwendung der PPWM-Methode geben zu können, wurden historische Abflüsse behelfsmäßig aus den Abflüssen der Donaupegel Niederwinzer und Schwabelweis geschätzt, für die bereits ab 1845 Daten zu den größten Hochwassern vorliegen. Die beiden Pegel liegen nahe ober- bzw. unterhalb der Einmündung des Regens, sodass die Differenz der Abflüsse etwa dem Beitrag des Regens zum Hochwasser der Donau entspricht. Da zwischen dem Pegel Marienthal und der Einmündung des Regens keine bedeutende Zunahme des Hochwasserabflusses zu erwarten ist, kann näherungsweise angenommen werden, dass der errechnete Abfluss während der Donauhochwasser am Standort des Pegels Marienthal ebenfalls erreicht wurde und der Hochwasserscheitel des Regens während dieses Ereignisses demnach gleich groß oder größer gewesen sein muss.

Diese ungefähre Abschätzung ist ausreichend für eine Anwendung der PPWM-Methode, hat aber den offensichtlichen Nachteil, dass am Regen auch Hochwasser auftreten können, wenn die Donau kein Hochwasser führt, sodass nicht vollständig gesichert ist, dass auf diese Weise wirklich alle großen Hochwasser am Regen im erweiterten Zeitraum festgestellt werden können. Im vorherigen Abschnitt wurde jedoch bereits gezeigt, dass für Hochwasser dieser Größe im Regen mit einer Wahrscheinlichkeit von über 95 % auch mindestens mit einem $HQ(100)$ in der Donau zu rechnen ist.

Aus der Differenz der Pegel Niederwinzer und Schwabelweis ergeben sich relevante Hochwasserscheitel für den Regen für Februar 1850 und März 1862 (geschätzt auf ca. 520 m³/s) sowie Dezember 1882 (geschätzt ca. 720 m³/s).

Diese Angaben können zur Plausibilisierung mit qualitativen Aufzeichnungen der Anrainergemeinden verglichen werden. So finden sich in den Unterlagen des Markts Regenstauf und der Städte Nittenau, Roding und Cham zum Beispiel keine Hinweise auf ein besonderes Hochwasser im Jahr 1850, während für 1862 für Nittenau und Cham ein großes Ereignis vermerkt wurde. Das Hochwasser von 1882 ist als besonderes Ereignis in der Pegelchronik des damals noch reinen Wasserstandpegels Regenstauf verzeichnet und findet sich auch in den Unterlagen der Stadt Roding, nach denen es in seinem Ausmaß vergleichbar mit dem Hochwasser von 1862 gewesen sein soll.

In den Unterlagen der Anrainergemeinden sind für den Zeitraum 1845 bis 1900 weitere größere Hochwasser verzeichnet für die Monate August 1858, Februar 1861, Februar / März 1876, Dezember 1880, Dezember 1895 und August 1897. Von diesen taucht nur das Ereignis 1876 in der Auswertung auf Basis der Donaupegel auf, obwohl das Hochwasser vom Dezember 1880 in der Stadtchronik von Roding ebenfalls als vergleichbar mit 1862 angeführt wird. Andererseits kann es sich bei der Frequenz der Nennungen kaum in allen Fällen um besonders seltene Ereignisse gehandelt haben.

Der Vergleich mit den qualitativen Aufzeichnungen macht die Unsicherheiten des Vorgehens deutlich. Genauere Informationen, insbesondere zu den relativen Unterschieden der Ereignisse untereinander, könnten möglicherweise durch weitere Untersuchungen wie die Kartierung von Hochwassermarken in den Gemeinden gewonnen werden. Für die Auswertung mit der PPWM-Methode kann als wahrscheinlich angenommen werden, dass es im Zeitraum 1845 bis 1900 am Regen zu zwei bis drei größeren Ereignissen mit Abflüssen über ca. 520 m³/s gekommen ist. Auf dieser Basis kann die Reihe der systematisch beobachteten Hochwasser von 1920 bis 2019 mit historischen Informationen erweitert werden.

2.5.2 Einbettung der Information der historischen Hochwasser in die empirischen Jährlichkeiten der systematischen Reihe

Wenn die Scheitelabflüsse der historischen Hochwasser nicht direkt in die Berechnung der Hochwasserwahrscheinlichkeiten einbezogen werden, zum Beispiel aufgrund zu großer Unsicherheit in der Ermittlung, können diese Informationen dennoch indirekt in der Ermittlung der empirischen Jährlichkeiten (*Plotting Positions*) berücksichtigt werden.

Dazu muss jedoch zunächst ein Schwellenwert festgelegt werden, ab dem davon ausgegangen werden kann, dass historische Hochwasserinformationen für den gesamten historischen Zeitraum vorliegen. Aufgrund der Datenbasis wird der historische Zeitraum von 1845 bis 1919 festgelegt. In diesem Fall ist der Beginn der historischen Aufzeichnungen bekannt und kann als Startpunkt gewählt werden. Ist dies nicht der Fall, wird üblicherweise der Zeitpunkt des ersten historischen Hochwassers gewählt. Der Schwellenwert sollte nun so gewählt werden, dass die Hochwasser über dem Schwellenwert in der systematischen Reihe noch als selten bezeichnet werden können. Im vorliegenden Beispiel wäre zum Beispiel ein Schwellenwert von 500 m³/s eine naheliegende Wahl, da für diesen Schwellenwert ausreichend historische Hochwasser vorliegen, welche sich deutlich von den übrigen Hochwassern hinsichtlich ihres Scheitels absetzen, und zudem fünf Ereignisse aus der systematischen Reihe den Schwellenwert überschreiten. Für die Ereignisse aus der systematischen Reihe, die einen Scheitel größer dem Schwellenwert aufweisen, werden die empirischen Jährlichkeiten dann neu berechnet über die folgende Formel:

$$T_{\text{emp}} = \frac{1}{\frac{\text{Rang}[X_i] \cdot k}{k+1} \cdot \frac{1}{N}}$$

wobei $\text{Rang}(X_i)$ der Rang des Scheitels des Hochwassers in der systematischen Reihe über dem Schwellenwert unter allen historischen Hochwassern ist (in absteigender Reihenfolge), k die Anzahl an Hochwassern über dem Schwellenwert (in der historischen und systematischen Reihe) und N die Anzahl an Jahren, die sowohl den historischen als auch den systematisch beobachteten Zeitraum umfassen (siehe 5.2 des Merkblatts DWA-M 552).

Für den Pegel Mariantal mit einem Schwellenwert von $500 \text{ m}^3/\text{s}$ bedeutet dies konkret:

$N = 176$: 100 Jahre systematische Beobachtungen, 76 Jahre mit vermuteten historischen Hochwassern

$k = 8$: fünf Hochwasser mit Scheiteln über dem Schwellenwert in der systematischen Reihe und drei Hochwasser über dem Schwellenwert im historischen Zeitraum (1850, 1862, 1882) (Tabelle 9).

Tabelle 9: Historische Hochwasser und Hochwasser in der systematischen Reihe über dem Schwellenwert von $500 \text{ m}^3/\text{s}$

Jahr	Hochwasserscheitel
1850	520
1862	520
1882	720
1932	633
1936	677
1954	636
1994	720
2002	678

Das größte Hochwasser mit einem Scheitel von $720 \text{ m}^3/\text{s}$ aus dem Jahr 1994 würde mittels dieser Überlegungen eine neue empirische Jährlichkeit von

$$T_{\text{emp}} = \frac{1}{\frac{1}{8} + \frac{1}{176}} = 198$$

(der größte Scheitel über dem Schwellenwert bekommt den Rang 1) erhalten (zuvor waren dies 101 Jahre, siehe 2.2.3.1). Das Hochwasser 2002 mit einem Scheitel von $678 \text{ m}^3/\text{s}$ ist das drittgrößte Hochwasser über dem Schwellenwert (kleiner als die Hochwasser 1994 und 1882), so dass sich für dieses Hochwasser eine neue empirische Jährlichkeit von

$$T_{\text{emp}} = \frac{1}{\frac{3}{8} + \frac{1}{176}} = 66$$

ergibt (zuvor 50,5 Jahre). Die neuen empirischen Jährlichkeiten unter Berücksichtigung der historischen Hochwasser sind in Bild 13 dargestellt. Während sich die Jährlichkeit der Hochwasser unterhalb des Schwellenwerts nicht ändert, da diese nicht modifiziert wurde, ist klar zu erkennen, dass die übrigen Hochwasser eine größere Jährlichkeit zugeordnet bekommen. Dadurch bedingt liegen die Hochwasserscheitel nun in der Abbildung nahezu auf einer Linie.

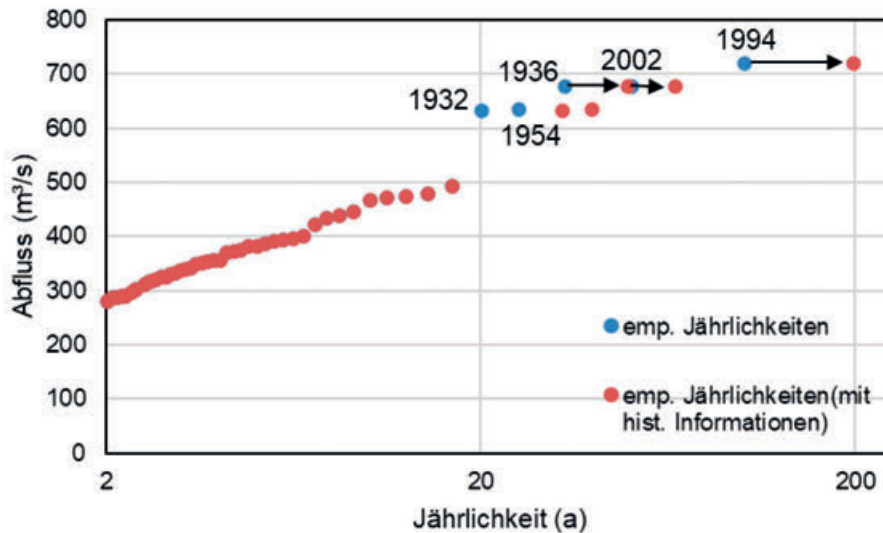


Bild 13: Empirische Jährlichkeiten für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen mit und ohne Berücksichtigung der historischen Hochwasser. Die Jahreszahlen geben das Eintrittsjahr des Hochwasserscheitels an.

Der Schwellenwert wurde hier gewählt, da in der Reihe der Jahreshöchstabflüsse eine offensichtliche Veränderung ab diesem Wert eintritt: die fünf größten Hochwasser heben sich deutlich von den übrigen Werten ab. Die Wahl des Schwellenwerts führt jedoch auch dazu, dass fünf Hochwasser aus der systematischen Reihe als historische Ereignisse klassifiziert werden. Eine solche Häufigkeit stellt die Bezeichnung als „historisch“ in Frage, da eine historische Überlieferung häufiger Ereignisse (emp. Auftreten alle 20 Jahre) eher unwahrscheinlich ist, da ein Anpassungseffekt der Bevölkerung eintreten würde. Die hier vorgestellten Ergebnisse sollten daher eher als beispielhaft angesehen werden. Bei der tatsächlichen Anwendung des Verfahrens sollten hingegen wirkliche historische Hochwasser verwendet werden.

2.5.3 Einbettung der Information der historischen Hochwasser in die Ermittlung von Hochwasserquantilen (PPWM)

Während im vorherigen Abschnitt die Hochwasserscheitel der historischen Hochwasser nur indirekt in der Hochwasserstatistik berücksichtigt wurden, ermöglicht das PPWM-Verfahren die direkte Berücksichtigung dieser in der Anpassung der Verteilung (siehe 5.3 des Merkblatts DWA-M 552). Analog zum vorherigen Vorgehen wird auch für dieses Verfahren ein Schwellenwert benötigt, der anhand derselben Kriterien wie zuvor festgelegt werden sollte. Daher wird auch hier von einem Schwellenwert von 500 m³/s ausgegangen.

Anschließend werden die Scheitel der Jahreshöchstabflüsse aus der systematischen Reihe, welche diesen Schwellenwert überschreiten, auf Null gesetzt. Dies betrifft fünf Hochwasser aus den Jahren 1932, 1936, 1954, 1994 und 2002. Für diese Reihe (inklusive der Nullen) werden dann die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente (siehe 2.2.3.2) berechnet, bezogen auf die Beobachtungslänge der systematischen Reihe:

$$b_0'' = 262,982, b_1'' = 163,114, b_2'' = 119,118$$

In der zweiten Reihe, welche aus historischen und systematisch beobachteten Hochwasserscheiteln über dem Schwellenwert besteht, befinden sich acht Werte. Für diese werden ebenfalls die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente berechnet, allerdings werden alle übrigen Werte unter dem Schwellenwert auf Null gesetzt. In diesem Fall betrifft dies 168 Werte (168 = 176 - 8). Die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente für diese Reihe ergeben

$$b_0' = 29, b_1' = 28,462, b_2' = 27,935$$

Diese jeweiligen partiellen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente werden anschließend addiert, um die gemeinsamen wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente zu erhalten:

$$b_0 = b_0' + b_0'' = 291,982$$

$$b_1 = b_1' + b_1'' = 191,576$$

$$b_2 = b_2' + b_2'' = 147,054$$

Auf Basis dieser wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente können nun analog zu 2.2.3.2 die L-Momente und somit auch die Parameter verschiedener Verteilungsfunktionen berechnet werden.

$$l_1 = 291,982, l_2 = 91,170, l_3 = 24,846$$

Die Verteilungsparameter sind in Tabelle 10 zusammengefasst.

Tabelle 10: L-Momente und Verteilungsparameter für die Jahreshöchstabflüsse inklusiver historischer Informationen für den Pegel Marienthal/Regen

Verteilungsfunktion	Formparameter	Skalenparameter	Lageparameter
GEV	-0,154	111,608	207,640
Gumbel	-	131,531	216,062
PearsonIII	1,491	143,734	77,735

Auf Basis dieser Parameter können nun analog zu 2.2.3 Hochwasserquantile für gegebene Jährlichkeiten berechnet werden (Bild 14). Beispielsweise ergeben sich für das $HQ(100)$ 821,1 m^3/s (Gumbel), 890 m^3/s (PearsonIII) bzw. 955,3 m^3/s (GEV). Diese Quantilswerte können nun mit den zuvor berechneten Werten auf Basis anderer Ansätze verglichen werden.

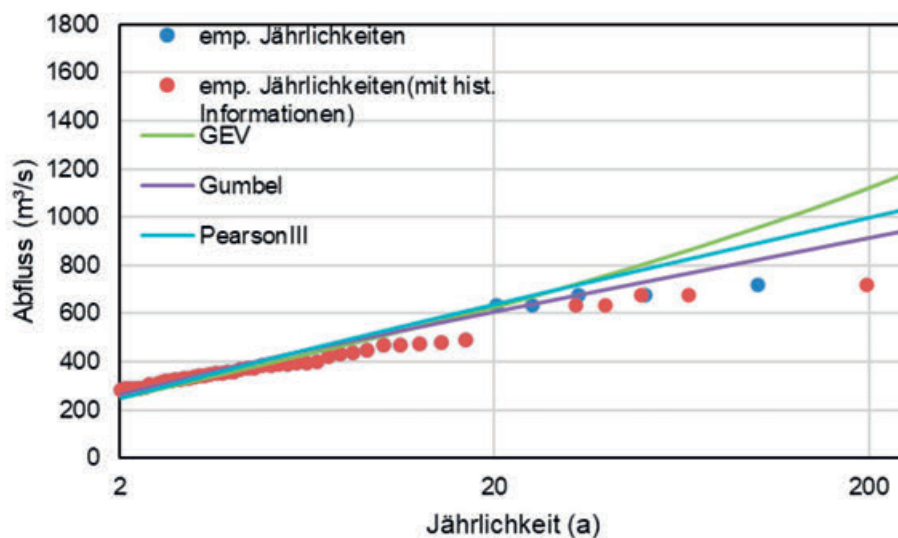


Bild 14: Mittels PPWM-Verfahren angepasste Verteilungen für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Marienthal/Regen unter Berücksichtigung der historischen Hochwasser mit einem Schwellenwert von $500 m^3/s$

Die Wahl des Schwellenwerts hat einen großen Einfluss auf die sich ergebenden Hochwasserquantile, wenn historische Informationen verwendet werden. Der hier gewählte Schwellenwert basiert auf

empirischen Überlegungen und könnte auch anders gewählt werden. Würde beispielsweise ein Schwellenwert von $600 \text{ m}^3/\text{s}$ angesetzt, so würden weiterhin fünf Hochwasser über dem Schwellenwert aus der systematischen Reihe berücksichtigt, allerdings nur ein historisches Hochwasser. Das $HQ(100)$ wäre in diesem Fall (mit analogen Berechnungen wie zuvor) bei $783,5 \text{ m}^3/\text{s}$ (Gumbel), $817,2 \text{ m}^3/\text{s}$ (PearsonIII) bzw. $862,5 \text{ m}^3/\text{s}$ (GEV).

2.6 Kausale Informationserweiterung

2.6.1 Saisonale Hochwasserstatistik

Mit der Reihe der Monatshöchstabflüsse für den Pegel Marienthal/Regen liegen ausreichend Informationen und Daten vor, um eine saisonale statistische Analyse durchführen zu können. Natürlich genügen diese Daten ebenfalls für eine typbasierte Statistik, welche im Zweifelsfall vorzuziehen ist, da sie eine genauere Betrachtung der Hochwassergenese ermöglicht. Jedoch wird hier zu Anschauungszwecken auch die saisonale Statistik durchgeführt. Der Pegel Marienthal zeigt eine starke Saisonalität: während insgesamt nur ein Viertel der Jahreshöchstabflüsse Sommerhochwasser sind, so treten 80 % der größten fünf Ereignisse im Sommer auf. Dies bestätigt auch das Saisonalitätsdiagramm (Bild 15).

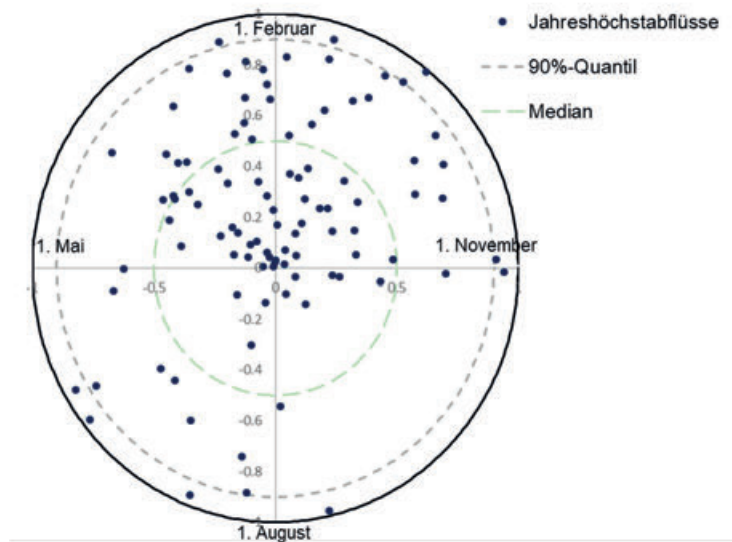


Bild 15: Saisonalitätsdiagramm nach Burn für die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Marienthal/Regen (siehe 6.2.2 des Merkblatts DWA-M 552)

Für die saisonale Statistik (siehe 6.2.2 des Merkblatts DWA-M 552) werden zunächst aus den Monatshöchstabflüssen die saisonalen Maxima für Sommer (Mai-Oktober) und Winter (November-April) ermittelt. Alle Hochwasserscheitel liegen mehr als sieben Tage auseinander und können somit als unabhängig angesehen werden. Als Schwellenwert u für die saisonale Statistik wurde der kleinste Jahreshöchstabfluss gewählt, sodass $u = 93,2$. Auch hier sind natürlich zahlreiche andere Varianten möglich. Exemplarisch wurde jeweils die GEV-Verteilung mit L-Momenten an die Stichprobe der Sommer- und Winterhöchstflüsse über dem Schwellenwert angepasst. Auch hier sollten noch weitere Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren gewählt werden, worauf an dieser Stelle aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichtet wird.

Die Parameter der GEV-Verteilungen für Winter und Sommer ergeben sich zu

$$\xi_W = 0,0726, \beta_W = 90,652 \text{ und } \mu_W = 223,648$$

$$\xi_S = -0,340, \beta_S = 64,806 \text{ und } \mu_S = 237,513$$

Damit zeigt sich, dass die Verteilung der Sommerhochwasser eine deutlich höhere Schiefe aufweist als die der Winterhochwasser.

Zur Bestimmung der Mischverteilung müssen noch die empirischen Wahrscheinlichkeiten zur Unterschreitung des Schwellenwerts berechnet werden. Bei den Winterhöchstabflüssen liegen lediglich zwei der 100 Hochwasserscheitel unter dem Schwellenwert u , sodass $p_{u;Winter} = p_{0,W} = 2/100 = 0,02$. Für die Sommerhöchstabflüsse ergibt sich analog $p_{u;Sommer} = p_{0,S} = 27/100 = 0,27$.

Die Hochwasserquantile der Sommer- bzw. Winterjahreshöchstabflüsse lassen sich nun wieder über die Quantilsfunktion der GEV für eine gegebene Jährlichkeit T wie folgt berechnen:

$$x_S(T) = \mu_S + \frac{\sigma_S}{\zeta_S} \cdot \left[1 - \left(-\ln \left((1 - 1/T - p_{0,S}) / (1 - p_{0,S}) \right)^{\zeta_S} \right) \right]$$

$$x_W(T) = \mu_W + \frac{\sigma_W}{\zeta_W} \cdot \left[1 - \left(-\ln \left((1 - 1/T - p_{0,W}) / (1 - p_{0,W}) \right)^{\zeta_W} \right) \right]$$

Um nun die gemeinsame Verteilung der Sommer- und Winterhöchstabflüsse zu bestimmen, wird die Mischverteilung angewendet. Diese hat die Verteilungsfunktion

$$F_{Jahr}(x) = (p_{0,S} + (1 - p_{0,S}) \cdot F_S(x)) \cdot (p_{0,W} + (1 - p_{0,W}) \cdot F_W(x))$$

$$= \left(0,27 + (1 - 0,27) \cdot \exp \left[- \left(1 - \zeta_S \cdot \frac{x - \mu_S}{\sigma_S} \right)^{\frac{1}{\zeta_S}} \right] \right) \cdot \left(0,02 + (1 - 0,02) \cdot \exp \left[- \left(1 - \zeta_W \cdot \frac{x - \mu_W}{\sigma_W} \right)^{\frac{1}{\zeta_W}} \right] \right)$$

Für die Mischverteilung existiert keine analytische Form der Quantilsfunktion. Daher können Hochwasserquantile nur durch numerische Optimierung aus der Verteilungsfunktion berechnet werden. Dazu werden Jährlichkeiten bzw. die zugehörigen Unterschreitungswahrscheinlichkeiten vorgegeben und der Wert x so lange variiert bis die resultierende Unterschreitungswahrscheinlichkeit möglichst nahe an der gegebenen liegt. Für den Pegel Marienthal/Regen ergeben sich die in Tabelle 11 gegebenen Hochwasserquantile.

Tabelle 11: Hochwasserquantile (in m³/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GEV und L-Momenten für die Sommer- und Winterhöchstabflüsse sowie deren Mischverteilung

Stichprobe	2	5	10	20	25	50	100	200
Sommer	142	241	325	429	467	604	777	996
Winter	254	351	410	464	481	530	577	621
Mischverteilung	277	381	452	525	551	645	785	996

Es ist deutlich zu sehen, dass die Sommerhochwasser ab einer Jährlichkeit von 50 Jahren in höheren Quantilen resultieren als die Winterhochwasser. Dies liegt in der größeren Schiefe begründet. Für kleine Jährlichkeiten hingegen liefern die Winterhochwasser größere Quantile, was an dem größeren Lageparameter liegt. Es kann also gefolgert werden, dass die Winterhochwasser im kleinen Jährlichkeitsbereich relevant sind, die Sommerhochwasser jedoch für große Jährlichkeiten. Dies spiegelt sich in der Mischverteilung wider, welche im unteren Jährlichkeitsbereich näher an der Verteilung der Winterhöchstabflüsse liegt, im großen Jährlichkeitsbereich jedoch näher an der Verteilung der Sommerhöchstabflüsse (Bild 16).

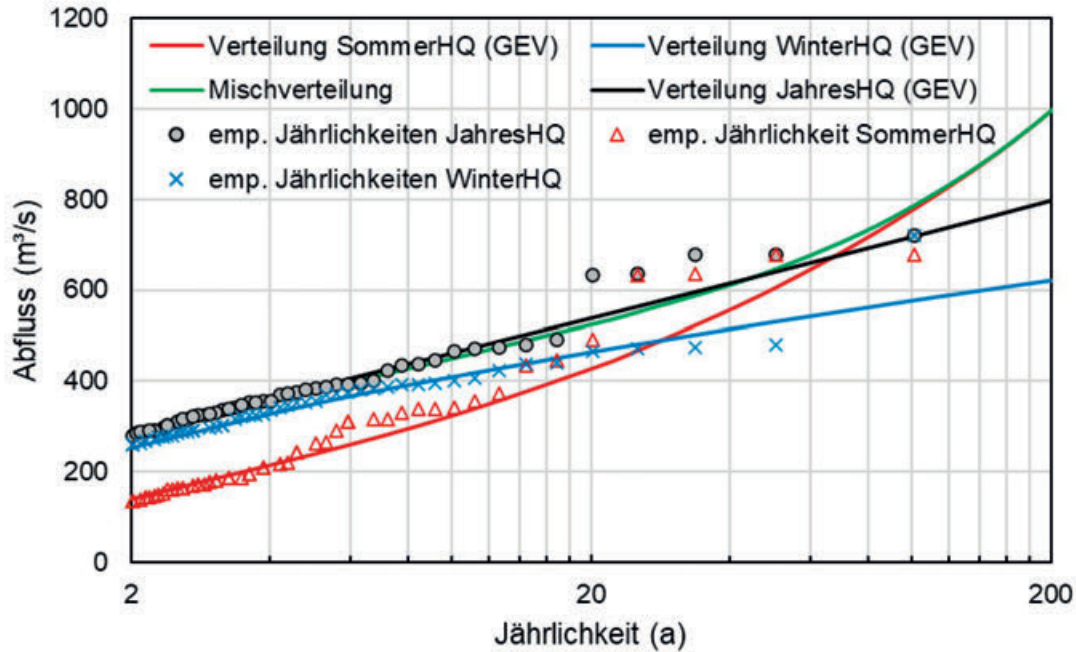


Bild 16: Verteilung der Winter-, Sommer- und Jahreshochabflüsse sowie Mischverteilung der Sommer- und Winterhochwasser mit den *Plotting Positions* der Jahreshochabflüsse für den Pegel Marienthal/Regen

2.6.2 Typbasierte Hochwasserstatistik

Die saisonale Hochwasserstatistik stellt eine vereinfachte Betrachtung der hochwasserauslösenden Prozesse dar. Da allerdings neben den Monatshochabflüssen auch mittlere Tagesabflüsse für den Pegel Marienthal/Regen vorliegen, können die verschiedenen Ursachen der Hochwasser detailliert betrachtet werden. Dazu ist eine Separation der Hochwasserereignisse nötig. Grundlage der Separation bilden die mittleren Tagesabflüsse. Diese wurden vorab visuell und mittels statistischer Tests (siehe oben) auf Instationarität geprüft. Es lag keine Instationarität vor. Zusätzlich werden für die Klassifikation der Hochwasserereignisse der zugehörige Niederschlag sowie die Schneeschmelze benötigt. Niederschlagsdaten auf Basis des E-OBS 0,1 grid Datensatzes (CORNES et al. 2018) liegen erst ab dem Jahr 1930 vor, sodass die Separation von Hochwasserereignissen erst zu diesem Zeitpunkt beginnt. Die Schneeschmelze wird auf Basis von täglichen Niederschlags- und Temperaturwerten mittels des Tag-Grad-Verfahrens (HOWARD 1996) mit höhenpezifischen Abstufungen von 100 m berechnet. Für die Separation wird der im Anhang F des Merkblatts DWA-M 552 angegebene Algorithmus nach FISCHER et al. (2021) (verfügbar im R-Paket *FloodR*, BÜHLER & FISCHER 2021) verwendet, da dieser nur wenige Eingangsdaten benötigt und somit für den langen Zeitraum von 1930 bis 2019 anwendbar ist. Dieser Algorithmus liefert 297 Hochwasserereignisse, denen jeweils ein Monatshochabfluss als Scheitel zugeordnet werden kann. Es ist notwendig für die korrekte Anwendung der Hochwasserstatistik, dass nicht der mittlere Tagesabfluss am Scheiteltag verwendet wird, sondern der entsprechende Monatshochabfluss, da andernfalls eine Unterschätzung der tatsächlichen Scheitel erfolgt. Mit demselben Algorithmus wird dann auch der zum Hochwasser zugehörige Niederschlag sowie die Schneeschmelze separiert. Die resultierenden Hochwasserereignisse mit zugehörigem Scheitel, Fülle, Dauer, Basisabfluss sowie Niederschlags- und Schneeschmelzsumme bilden die Basis für die typbasierte Statistik.

Für die Typisierung (Anhang F.2 des Merkblatts DWA-M 552) werden zunächst der Anteil der Schneeschmelze am totalen Wasserdargebot berechnet, d. h. die Summe der Schneeschmelze wird für jedes Ereignis durch die Summe von Niederschlag und Schneeschmelze geteilt. Die Ereignisse, bei denen dieser Anteil über 20 % lag, werden als schneebeeinflusst klassifiziert (111 Ereignisse), die übrigen als Regenhochwasser (186 Ereignisse). Die Regenhochwasser werden dann weiter anhand ihrer

Ganglinienform klassifiziert. Diese wird durch den TQ-Wert beschrieben. Der TQ-Wert, auch Hochwasserzeitskala genannt, berechnet sich aus dem Quotienten von Hochwasserfülle zu Hochwasserscheitel. Wichtig ist dabei, dass nur das Hochwasservolumen und der Scheitel aus dem Direktabfluss, d. h. nach Abtrennung des Basisabflusses, verwendet werden. Der TQ-Wert wird in die Einheit „Stunden“ umgerechnet. Die Regenhochwasser werden anschließend nach der Größe des TQ-Werts geordnet und in drei Gruppen aufgeteilt. Für jede dieser Gruppen wird eine lineare Regression durch den Ursprung (Intercept=0) zwischen Direktscheitel und Direktfülle angepasst und das Bestimmtheitsmaß berechnet (unter Berücksichtigung des Intercepts). Für die Unterteilung in drei Regenhochwassertypen wird nun die Aufteilung in drei Gruppen gewählt, welche zu der maximalen Summe aller drei Bestimmtheitsmaße führt. Beim Pegel Marienthal treten keine Hochwasserereignisse auf, welche sehr weit entfernt von den übrigen Ereignissen hinsichtlich Scheitel und/oder Volumen liegen. Wäre dies der Fall, sollte der Einfluss dieser Ereignisse bei der Berechnung der Bestimmtheitsmaße berücksichtigt werden und gegebenenfalls eine Berechnung der Regressionsgeraden ohne diese Ereignisse erfolgen. Es ergeben sich 116 Ereignisse in der Gruppe mit den kleinen TQ-Werten ($TQ \leq 52,1043$), welche mit R1 bezeichnet werden. 37 Ereignisse werden in die Gruppe der mittleren TQ-Werte eingruppiert (TQ-Werte zwischen 52,8164 und 69,6448) und mit R2 bezeichnet. 33 Ereignisse erhalten den Typ R3, welcher durch große TQ-Werte ($> 69,7454$) gekennzeichnet ist (Bild 17). Die Bestimmtheitsmaße sind für alle drei Gruppen hoch, was auf eine gute Wiedergabe des Scheitel-Volumen-Verhältnisses durch die lineare Regression hindeutet. Gemäß der Typisierung von FISCHER et al. (2019) werden die R1-Hochwasser mit Starkregen assoziiert, während die R2-Hochwasser mit Dauerregen assoziiert werden und die R3-Hochwasser mit mehreren aufeinanderfolgenden Regenereignissen über einen längeren Zeitraum.

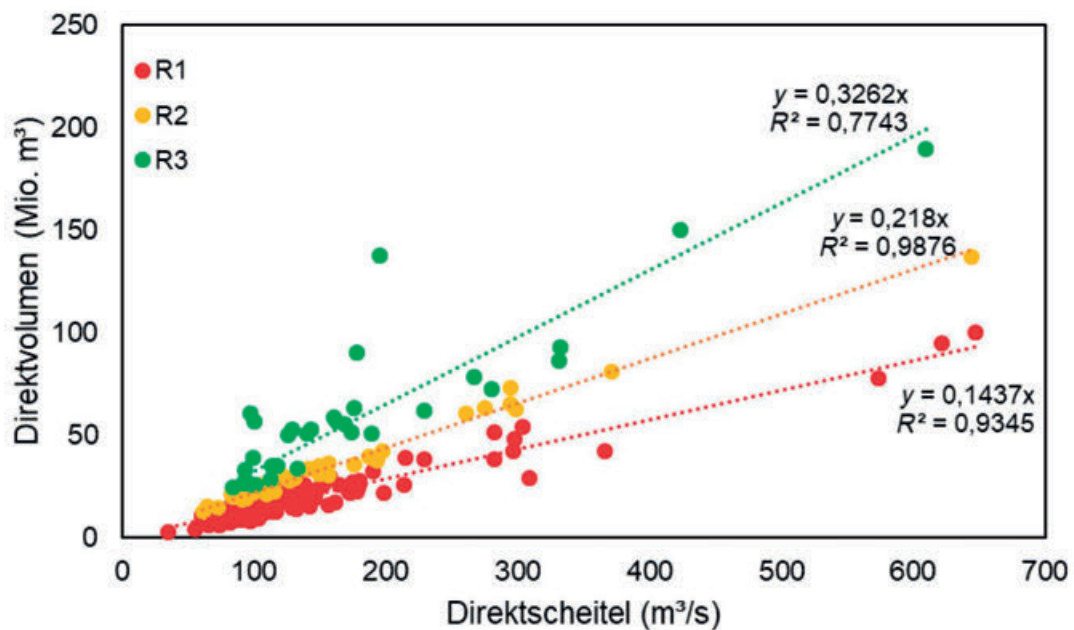


Bild 17: Unterteilung der Regenhochwasser anhand des TQ-Werts mittels linearer Regression für den Pegel Marienthal/Regen

Auch die schneebeeinflussten Hochwasser werden weiter unterteilt in zwei Typen. Dazu wird der kMeans Cluster-Algorithmus angewendet (im Statistikprogramm R zum Beispiel über den Befehl kmeans) mit der Vorgabe von zwei Clustern und den Eingangsdaten Schneeschmelzsumme, Niederschlagssumme und Abflussbeiwert (Bild 18). Die zwei resultierenden Cluster werden dann zwei Typen zugeordnet: das Cluster mit vergleichsweise hohen Niederschlagssummen und geringen Schneeschmelzsummen wird dem Typ S1 (Regen-auf-Schnee-Hochwasser) zugeordnet, das Cluster mit generell hohen Schneeschmelzsummen und vergleichsweise kleinen Niederschlagssummen dem Typ S2 (Schneeschnelzhochwasser).

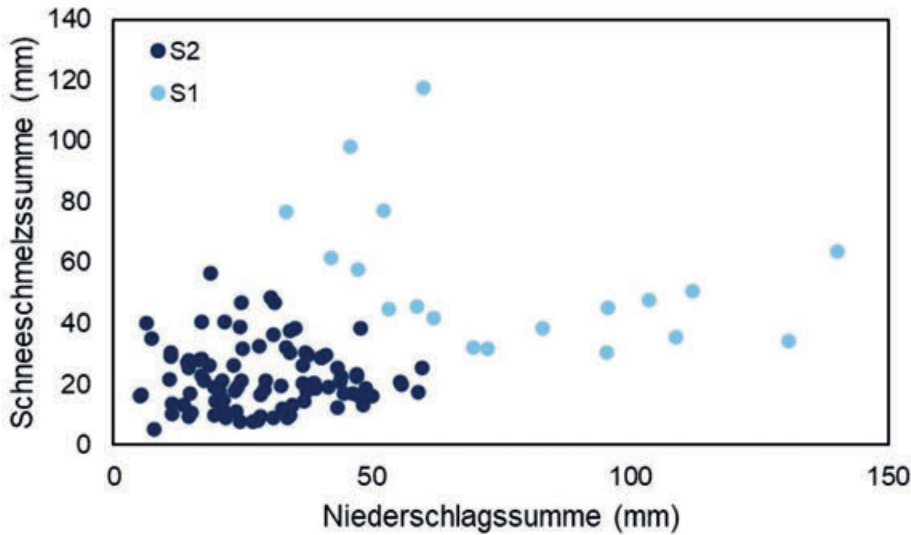


Bild 18: kMeans Clustering zur Unterteilung der schneebeeinflussten Hochwasser am Pegel Marienthal/Regen

Die nun vorliegenden fünf Hochwassertypen werden im nächsten Schritt statistisch analysiert. Für jeden Hochwassertyp liegen mehr als zehn Ereignisse vor, daher werden alle fünf Typen in der Statistik berücksichtigt. Dazu ist zunächst ein typspezifischer Schwellenwert zu definieren. Aus den mittleren Tagesabflüssen wird zunächst für jeden Monat der mittlere Abfluss bestimmt (Tabelle 12). Anschließend wird die relative Häufigkeit jedes Hochwassertyps für jeden Monat bestimmt. Für den Typ R1 ist dies zum Beispiel in Tabelle 12 gegeben. Auch hier ist klar die Saisonalität der Hochwassertypen zu sehen, zum Beispiel mit einer großen Anzahl Schneeschmelzhochwasser im Frühjahr und vielen Regenhochwassern im Sommer. Durch Multiplikation der Häufigkeiten pro Monat mit dem zugehörigen mittleren Abfluss pro Monat und der Aufsummierung des Dreifachen dieser Größen wird ein typspezifischer Schwellenwert erhalten. Für R1 ist dies $u_1 = 109,050$, für R2 $u_2 = 112,206$, für R3 $u_3 = 107,904$, für S1 $u_4 = 138,164$ und für S2 $u_5 = 144,894$.

Tabelle 12: Mittlere Abflüsse pro Monat sowie Anteile der Ereignisse jedes Typs für alle Monate für den Pegel Marienthal/Regen

	Jan	Feb	Mär	Apr	Mai	Jun	Jul	Aug	Sep	Okt	Nov	Dez
MQ	46,7	48,0	52,4	50,6	37,7	31,7	31,6	26,7	24,5	26,4	30,5	40,2
R1	0,069	0,060	0,086	0,060	0,060	0,11	0,095	0,12	0,043	0,095	0,095	0,103
R2	0,054	0,027	0,135	0,108	0,027	0,081	0,135	0,081	0,054	0,108	0,081	0,108
R3	0,030	0,030	0,061	0,091	0,152	0,061	0,152	0,030	0,061	0,182	0,030	0,121
S1	0,283	0,272	0,152	0,054	0	0	0	0	0	0	0,054	0,185
S2	0,158	0,105	0,421	0,105	0	0	0	0	0	0	0	0,211

Durch diese Schwellenwerte wird im Endeffekt jede Stichprobe eines Typs als partielle Serie betrachtet mit Schwellenwert $u_j, j = 1, \dots, 5$ und Hochwasserscheiteln über diesen Schwellenwerten. Für diese partiellen Serien wird nun analog zu 2.3 die Generalisierte Pareto-Verteilung mittels L-Momenten angepasst sowie das Poisson-Modell bestimmt. Die Parameter sind in Tabelle 13 gegeben.

Tabelle 13: Parameter der GPD-, der Poisson- der GEV-Verteilung für jeden Hochwassertyp für den Pegel Marienthal/Regen

Typ	κ_j	β_j	u_j	λ_j	ξ_j	σ_j	μ_j
R1	0,216	64,634	109,050	1,090	-0,391	38,447	130,576
R2	0,198	81,527	112,206	0,393	-0,334	54,218	149,902
R3	0,0145	112,502	107,904	0,371	-0,361	52,593	162,922
S1	-0,102	104,754	138,164	0,865	-0,0644	65,262	171,972
S2	-0,888	293,704	144,894	0,213	0,330	98,033	268,773

Mit den Parametern der GPD-Verteilung (κ_j , β_j und u_j) sowie der Poisson-Verteilung (λ_j) können nun für jeden Hochwassertypen Hochwasserquantile für gegebene Jährlichkeiten bestimmt werden (siehe 2.3). Diese unterscheiden sich teils erheblich zwischen den Hochwassertypen (Tabelle 14). So schwankt das $HQ(100)$ zwischen $513 \text{ m}^3/\text{s}$ und $633 \text{ m}^3/\text{s}$. Der Hochwassertyp R1 liefert dabei die größten Quantile für Jährlichkeiten ab 25 Jahren, während die Regen-auf-Schnee-Hochwasser die größten Quantile für Jährlichkeiten bis 25 Jahre liefern. Ein Hochwasserquantil für den Hochwassertyp S2 konnte für die Jährlichkeit von 2 Jahren nicht berechnet werden, da in diesem die Berechnung aufgrund der Parameter der Verteilung nicht möglich war.

Tabelle 14: Hochwasserquantile (in m^3/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Marienthal/Regen

Typ	2	5	10	20	25	50	100	200
R1	140	231	305	389	418	518	633	766
R2	69	161	235	317	345	441	552	678
R3	38	165	251	334	360	442	525	607
S1	161	271	337	395	413	465	513	558
S2	-	132	299	382	400	435	454	464

Zusätzlich zu den einzelnen typspezifischen Quantilen werden auch Quantile gemeinsam für alle Hochwassertypen bestimmt. Nur so kann eine Aussage über das gesamte Hochwasserregime getroffen werden. Dazu wird das tybasierte Mischungsmodell partieller Serien (TMPS) verwendet. Neben den bereits ermittelten Parametern der GPD-Verteilung wird für jeden Typ auch noch die Überschreitungswahrscheinlichkeit des Schwellenwerts u_j benötigt. Diese wird ermittelt, indem eine GEV-Verteilung mittels L-Momenten an die gesamte Stichprobe von Hochwassern eines Typs (also Ereignisse mit Scheiteln über und unter dem Schwellenwert) angepasst wird. Die resultierenden Parameter ξ_j , σ_j und u_j finden sich ebenfalls in Tabelle 13.

Die Verteilung des TMPS-Modells ergibt sich dann aus

$$\begin{aligned}
 H(x) &= \prod_{j=1}^5 (G_j(x; \theta_j, u_j) \cdot (1 - F_j(u_j)) + F_j(u_j)) \\
 &= \prod_{j=1}^5 \left(\left(1 - \left(1 + \kappa_j \cdot \left(\frac{x - u_j}{\beta_j} \right)^{\frac{-1}{\kappa_j}} \right) \right) \cdot \left(1 - \exp \left(- \left(1 + \xi_j \cdot \frac{u_j - \mu_j}{\sigma_j} \right)^{\frac{1}{\xi_j}} \right) \right) + \exp \left(- \left(1 + \xi_j \cdot \frac{u_j - \mu_j}{\sigma_j} \right)^{\frac{1}{\xi_j}} \right) \right)
 \end{aligned}$$

Mittels $H(x)$ können Wahrscheinlichkeiten für gegebene Hochwasserscheitel x berechnet werden. Ein analytischer Ausdruck für die Quantilsfunktion, also die Inverse von $H(x)$, existiert nicht. Daher müssen, analog zur saisonalen Statistik, die Hochwasserquantile durch eine numerische Optimierung auf Basis von H berechnet werden (Tabelle 15).

Tabelle 15: Hochwasserquantile (in m^3/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Marienthal/Regen

	2	5	10	20	25	50	100	200
TMPS	357	444	487	577	608	715	838	983

Die einzelnen Verteilungen sind noch einmal zusammengefasst in Bild 19 dargestellt.

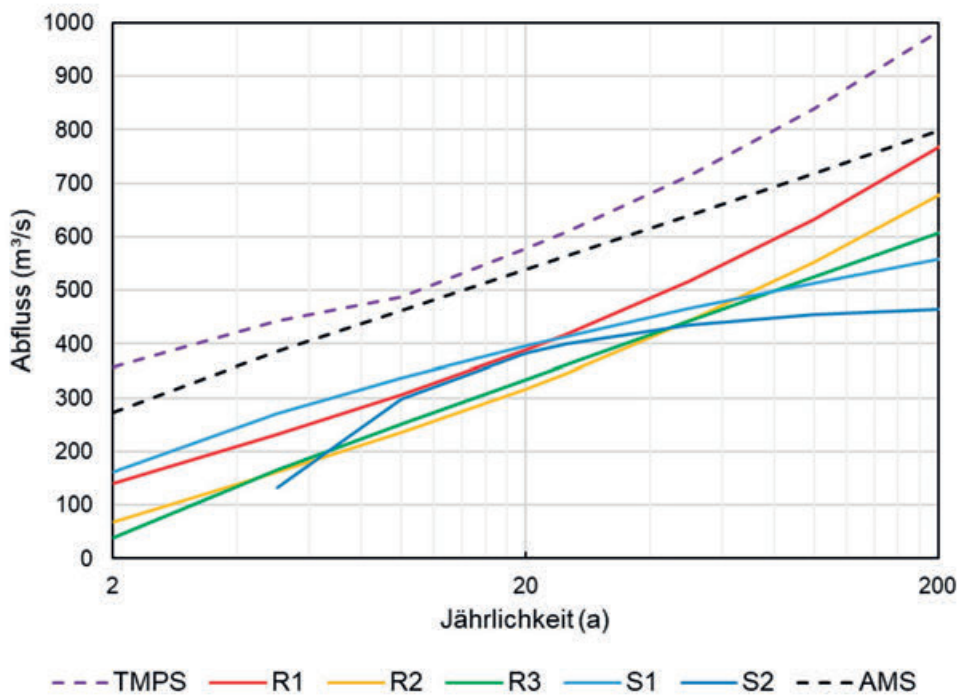


Bild 19: TMPS-Mischungsmodell und Typverteilungen sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse (AMS, GEV mit L-Momenten) für den Pegel Marienthal/Regen

Die Verteilung des TMPS-Modells folgt dabei der Verteilung des dominierenden Typs, d. h. im unteren Jährlichkeitsbereich der des Typs S1 und im oberen Jährlichkeitsbereich der des Typs R1. Für einen Hochwasserscheitel von $600 m^3/s$ ergibt sich beispielsweise eine Jährlichkeit von 40 Jahren bei Anwendung des AMS-Modells, d. h. der Jahreshöchstabflüsse unter Anpassung der GEV-Verteilung mittels L-Momenten. Aus dem TMPS-Modell ergibt sich für denselben Scheitel eine Jährlichkeit von 24 Jahren. Betrachtet man lediglich die Starkregenhochwasser (Typ R1), so ergibt sich eine Jährlichkeit von 80 Jahren. Verglichen mit Dauerregen-Hochwassern (R2, Jährlichkeit 150) oder Hochwassern ausgelöst durch eine Abfolge von Niederschlagsereignissen (R3, Jährlichkeit 195) ist ein solcher Scheitel also deutlich wahrscheinlicher für R1-Hochwasser. Die Jährlichkeit bei Regen-auf-Schnee-Hochwassern (S1) liegt sogar bei fast 100 Jahren, während für Schneeschmelzhochwasser (S2) ein solcher Hochwasserscheitel gar nicht auftritt. Mit rund 35 % sind die R1-Hochwasser auch die häufigsten Ereignisse an diesem Pegel.

2.6.3 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten mittels NA-Modellierung

2.6.3.1 Ereignisbasierte Modellierung

2.6.3.1.1 Vorbemerkungen

Eine Schätzung von Hochwasserquantilen mit ereignisbasierter Modellierung (siehe 6.3 des Merkblatts DWA-M 552) für einen Standort mit der Einzugsgebietsgröße des Pegels Marienthal (2.590 km²) wird nur in seltenen Fällen sinnvoll sein, wenn zum Beispiel erhebliche anthropogene Beeinflussungen durch Steuerungen im Einzugsgebiet bestehen. Da Einzugsgebiete dieser Größe in der Regel bepegelt und vergleichsweise lange beobachtet sind, können anderenfalls Hochwasserquantile meist mit geringerer Unsicherheit und erheblich geringerem Aufwand durch statistische Auswertungen der gemessenen Abflusswerte und Regionalisierung bestimmt werden. Hinzu kommt, dass der üblicherweise verwendete Ansatz der ereignisbasierten Modellierung für kleine Einzugsgebiete konzipiert wurde und bei sehr großen Einzugsgebieten an Grenzen stößt. So ist beispielsweise die Annahme einer gleichmäßigen Überregnung des gesamten Einzugsgebiets sehr fragwürdig und erfordert eine deutliche Abminderung der Bemessungsniederschläge, um am Zielquerschnitt noch plausible Abflussscheitel zu erreichen. Auch werden mit zunehmender Einzugsgebietsgröße immer längere Niederschlagsdauerstufen maßgeblich, die sich unter Umständen nicht mehr plausibel mit den üblichen Niederschlagsverläufen darstellen lassen. Meist wird deshalb eine ereignisbasierte Simulation großer Einzugsgebiete nicht zur Ermittlung von Abflussscheiteln durchgeführt, sondern weil Ganglinien zum Beispiel zur Bemessung eines Speichers oder Flutpolders benötigt werden.

Der nachfolgend ausgeführte Ansatz der Einzelereignissimulation ist daher zur Ermittlung von Hochwasserquantilen für den Standort des Pegels Marienthal aufgrund des vergleichsweise großen Aufwands weniger sinnvoll als statistische Ansätze und wird hier vor allem der Vollständigkeit halber als Beispiel ausgeführt. Ziel ist die Schätzung von $HQ(100)$ für den Standort des Pegels Marienthal, wobei angenommen wird, dass die Daten des Pegels nicht zur Verfügung stehen, aber Hochwasserquantile für die übrigen Pegel im Einzugsgebiet bekannt sind.

2.6.3.1.2 Das Modell LARSIM NA-Regen

Für die Modellierung wird das flächendifferenzierte hydrologische Modell LARSIM (*Large Area Runoff Simulation Modell*) für das Einzugsgebiet des Regens verwendet. Das Modell wurde ursprünglich 2007 erstellt und kontinuierlich fortgeschrieben. Die verwendete Version wurde 2022 auf Basis aktueller Beobachtungsdaten für die ereignisbasierte Modellierung (ca. 2.874 km²) neu kalibriert und validiert. Das Modell umfasst das gesamte Einzugsgebiet des Regens bis zur Mündung und berücksichtigt alle hochwasserrelevanten Bauwerke. Es handelt sich um ein Rastermodell mit einer Zellgröße von 1 x 1 km².

2.6.3.1.3 Eingangsdaten

Für die ereignisbasierte Modellierung werden nur Niederschlagsdaten benötigt. Verwendet wurden die 100-jährlichen Niederschläge des KOSTRA2020-Produkts des DWD. In LARSIM wurden virtuelle Niederschlagsstationen jeweils in der Mitte der Zellen des KOSTRA-Rasters vorgegeben, an denen der Niederschlag fällt. Zwischen den Stationen wird dann durch LARSIM programmintern räumlich interpoliert, um Gebietsniederschläge zu erhalten. Es wurde ein mittenbetonter Niederschlagsverlauf nach DWK (1982) vorgegeben.

2.6.3.1.4 Abminderung der Bemessungsniederschläge

Die vollständige Überregnung des Einzugsgebiets mit – in diesem Fall – hundertjährigen Niederschlägen stellt ein Ereignis dar, dessen Wiederkehrzeit erheblich größer ist als 100 a. Es ist deshalb eine Abminderung der Bemessungsniederschläge erforderlich. Bei sehr großen Einzugsgebieten, wenn im Einzugsgebiet Pegel bestehen, für die HQx-Werte aus Messwertstatistik bekannt sind, bietet es sich an, die Bemessungsniederschläge so abzumindern, dass an den Pegeln im Einzugsgebiet in der dort jeweils maßgeblichen Dauerstufe ein statistisch zur Jährlichkeit der Niederschläge passender Abflussscheitel berechnet wird. Die einfachste Möglichkeit für diese Anpassung in LARSIM besteht in der Abminderung des Effektivniederschlags (anstatt des Niederschlagsdargebots) durch die Skalierung des Abflussbeiwerts, da dies pegelbezogen durchgeführt werden kann.

2.6.3.1.5 Ergebnis der Einzelereignissimulation

Nach der oben beschriebenen Anpassung der Abflussbeiwertfaktoren ergibt sich für den Standort des Pegels Marienthal ein $HQ(100)$ von $710 \text{ m}^3/\text{s}$. Es ist nun möglich, weitere Abschätzungen durch Änderung der Niederschlagsverteilung zu erzeugen, dafür müssten dann aber wieder Anpassungen der Abflussbeiwertfaktoren durchgeführt werden. Auch kann der Einfluss oberhalb gelegener Bauwerke untersucht werden. Ohne die Talsperre Drachensee am rechtsseitigen Zufluss Chamb ergibt sich aus dem Modell $HQ(100)$ in Marienthal zum Beispiel geringfügig höher zu $730 \text{ m}^3/\text{s}$. Der Einfluss der Talsperre auf die Hochwasserabflüsse am Pegel Marienthal kann demnach vernachlässigt werden und eine extremwertstatistische Auswertung ist zulässig.

2.6.3.2 Kontinuierliche Modellierung

2.6.3.2.1 Vorbemerkungen

Aus dem Projekt ClimEx (Klimawandel und Extremereignisse – Risiken und Perspektiven für die bayerische Wasserwirtschaft) (LUDWIG et al. 2019) liegen lange simulierte Abflusszeitreihen aus einer kontinuierlichen NA-Modellierung für den Pegel Marienthal vor. Zur Schätzung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten können diese wie Beobachtungsreihen mit den in diesem Themenband angeführten Methoden ausgewertet werden. Zuvor muss aber die Eignung der Daten geprüft werden.

2.6.3.2.2 Ermittlung synthetischer Abflusszeitreihen im Projekt ClimEx

Im Rahmen des Projekts ClimEx wurde eine Modellierungskette aus dem globalen Erdsystemmodell CanESM2 (*Canadian Earth System Model, Version 2*), dem regionalen Klimamodell CRCM5 (*Canadian Regional Climate Model, Version 5*) und dem flächendifferenzierten hydrologischen Modell WaSIM (*Water Balance Simulation Model*) erstellt. WaSIM wurde mit einer zeitlichen Auflösung von 3 Stunden und einer räumlichen Raster-Auflösung von 500 m betrieben. Das hydrologische Modell wurde unabhängig von der Klimamodellierung anhand von Beobachtungsdaten aus den Abflussjahren 2004 bis 2010 kalibriert und auf Basis von Beobachtungsdaten aus dem Abflussjahren 1995 bis 2002 validiert.

Mit der beschriebenen Modellkette wurde ein Ensemble mit 50 Realisationen (*members*) erstellt, die jeweils 150 Jahre (1950 bis 2099) umfassen und sich nur in ihren Anfangsbedingungen geringfügig unterscheiden. Für die Projektion in die Zukunft wurde das IPCC Emissionsszenario RCP8.5 unterstellt. Die Simulation berücksichtigt damit ein veränderliches Klima und die resultierenden Abflusszeitreihen sind nicht stationär. Eine extremwertstatistische Auswertung des Gesamtzeitraums ist daher nicht zulässig. Möglich ist aber die Betrachtung bestimmter Intervalle. Für dieses Beispiel beschränkt sich die Auswertung auf den im Projekt als Referenzzeitraum gewählten Zeitbereich 1981 bis 2010. Es liegen damit Daten für 30 Jahre in 50 Realisationen, insgesamt also 1.500 Jahre für die

statistische Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten vor. Die Auswertung könnte analog auch für zukünftige Zeitbereiche (z. B. 2070 bis 2099) durchgeführt werden, um zum Beispiel mögliche Effekte des Klimawandels abzuschätzen.

2.6.3.2.3 Prüfung der Abflussdaten auf ihre Eignung zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten

Aufgrund der komplexen Simulationen unterliegen die simulierten Abflusswerte erheblichen Unsicherheiten. Vor Verwendung der Werte für die Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten sind daher umfangreiche Prüfungen erforderlich. Insbesondere stellen sich die Fragen:

- Ist das hydrologische Modell in der Lage, die Abflüsse am Pegel Marienthal hinreichend gut abzubilden?
- Gibt es systematische Unterschiede zwischen den Beobachtungswerten und der Modellierung?

Die erste Frage lässt sich anhand der Kalibrierung und Validierung des hydrologischen Modells beantworten. Für den Pegel Marienthal zeigten sich dabei in beiden Fällen gute Ergebnisse. Es ist deshalb anzunehmen, dass das hydrologische Modell die Abflüsse am Pegel gut abbildet.

Die zweite Frage ist schwieriger zu beantworten, da man in 1.500 simulierten Abflussjahren mehr Extreme und also eine breitere Streuung erwarten kann als in den maximal ca. 150 Beobachtungsjahren oder den 30 Jahren der Referenzperiode (und der Mehrwert dieses Vorgehens ja sogar gerade darin liegt, dass man eine breitere Streuung und damit bessere Abschätzung der Extremwerte erhalten kann). Ein Vergleich zwischen den beobachteten und simulierten Werten sollte daher auf dem mittleren Wertebereich basieren, für den man etwa eine Übereinstimmung erwarten kann.

Bei der Untersuchung möglicher Abweichungen ist unter Umständen auch der für die Fragestellung relevante Wertebereich zu beachten, da die Modellierung häufig nicht alle Wertebereiche gleichermaßen gut abbildet. Für die Ableitung von Hochwasserquantilen sind zum Beispiel die Jahreshöchstwerte (der Abflussjahre) besonders relevant. Diese werden daher hier beispielhaft herangezogen (Bild 20).

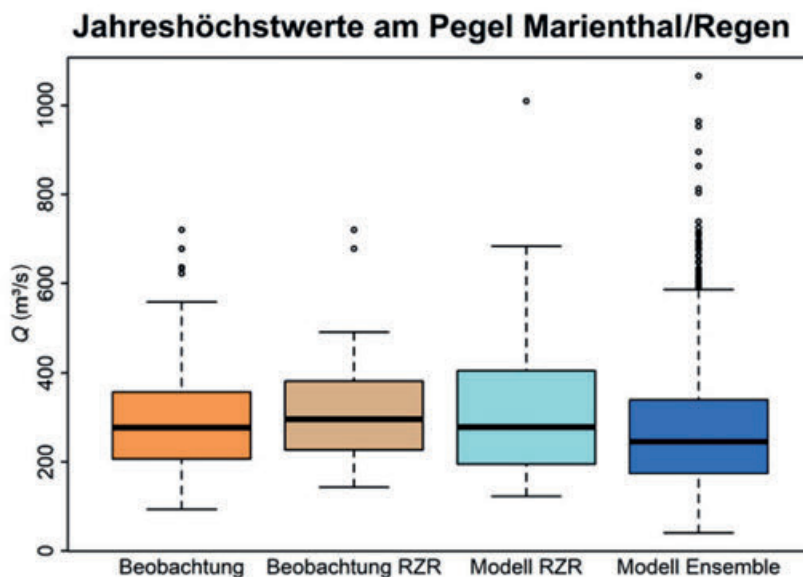


Bild 20: Jahreshöchstwerte des Pegels Marienthal. Von links nach rechts: Beobachtung: Alle Jahreshöchstwerte des Beobachtungszeitraums (1901 bis 2022), Beobachtung RZR: Alle Jahreshöchstwerte im ClimEx Referenzzeitraum 1981 bis 2010, Modell RZR: ClimEx Referenzmodellierung für den Referenzzeitraum 1981 bis 2010, Modell Ensemble: Alle Jahreshöchstwerte aus dem Zeitraum 1981 bis 2010 der 50 Realisierungen des ClimEx-Ensembles

Anhand der Boxplots ist erkennbar, dass in der Referenzperiode 1981 bis 2010 im Mittel etwas größere Jahreshöchstwerte beobachtet wurden als im gesamten Beobachtungszeitraum (1901 bis 2022). Die Referenzmodellierung weicht im Mittel nur wenig von den Beobachtungen der Referenzperiode ab, streut aber etwas breiter. Analog zu den Beobachtungen liefert die Modellierung im Referenzzeitraum etwas höhere Werte als das gesamte Ensemble. Dieser Umstand lässt zum Beispiel die Vermutung zu, dass im Referenzzeitraum vermehrt größere Jahreshöchstwerte aufgetreten sind. Insgesamt ist die Übereinstimmung zwischen Modellierung und Beobachtungswerten im mittleren Wertebereich gut und die Ensemblezeitreihe kann statistisch ausgewertet werden.

2.6.3.2.4 Extremwertstatistische Auswertung der synthetisch generierten Abflüsse

Da durch die Modellierung alle erforderlichen Daten vorliegen, bieten sich für die Auswertung der Zeitreihe aus dem Ensemble Ansätze wie die typpbasierte Extremwertstatistik besonders an. Dafür ist es empfehlenswert, aus den beobachteten und modellierten Zeitreihen partielle Serien (d. h. Werte über einem Schwellenwert) zu generieren und diese ebenfalls (gegebenenfalls getrennt nach Hochwassertypen) miteinander zu vergleichen.

In diesem Beispiel beschränken wir uns auf die Auswertung der Jahreshöchstwerte zur Bestimmung eines $HQ(100)$. Aufgrund des großen Datenumfangs von 1.500 Jahren kann dies empirisch (durch Abzählen) oder durch Anpassung einer Verteilungsfunktion erfolgen (Bild 21). Die empirische Ableitung ergibt ein $HQ(100)$ von $690 \text{ m}^3/\text{s}$. Die Ableitung durch Anpassung einer GEV mit L-Momenten liefert ein $HQ(100)$ von $720 \text{ m}^3/\text{s}$.

Die NA-Modellierung liefert damit bei der Ereignissimulation und der Langzeitsimulation vergleichbare Ergebnisse, die zudem nahe an der statistischen Auswertung der Jahreshöchstwerte liegen (siehe 2.2.3) und diese stützen. Gerade die Ereignissimulation ist allerdings auch sehr stark beeinflusst durch bestehende statistische Auswertungen für die Pegel im Oberlauf.

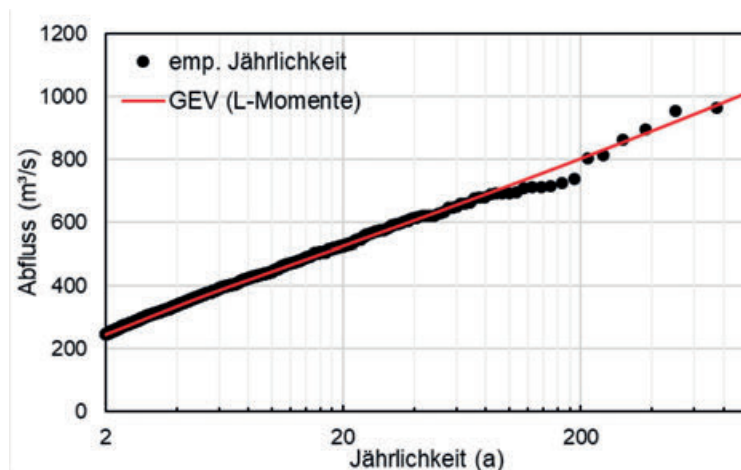


Bild 21: An Jahreshöchstwerte aus dem ClimEx-Ensemble (Jahre 1981 bis 2010, alle 50 Realisierungen) angepasste Verteilungsfunktion (GEV mit L-Momenten)

2.7 Räumliche Informationserweiterung

Für die räumliche Informationserweiterung können Informationen zu Hochwassern aus benachbarten Pegeln auf das zu untersuchende Gebiet übertragen werden. Eine Möglichkeit dazu bietet das Abflussdiagramm (siehe 7.2 des Merkblatts DWA-M 552).

Für das Abflussdiagramm wurden die $HQ(100)$ -Werte aller Pegel im Regeneinzugsgebiet verwendet, für die eine statistische Auswertung vorliegt (außer dem Pegel Marienthal) (Bild 22).

Es ergibt sich mit hoher Korrelation ($R^2 = 0,94$) die Funktion:

$$HQ_{100}(A_E) = 1,868 \cdot A_E^{0,788}$$

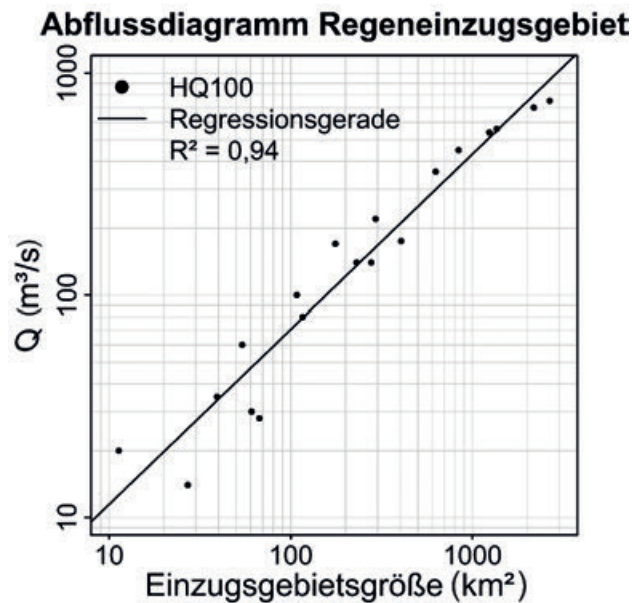


Bild 22: Abflussdiagramm für das Regeneinzugsgebiet

Für den Standort des Pegels Marienthal (ca. 2.613 km^2) ergibt sich daraus ein $HQ(100)$ von ca. $920 \text{ m}^3/\text{s}$. Der Pegel liegt allerdings hinsichtlich $HQ(100)$ und Einzugsgebietsgröße am oberen Rand des Wertebereichs, was die Aussagekraft des Diagramms einschränkt. Insbesondere ist auffällig, dass die beiden obersten Datenpunkte unterhalb der Regressionsgeraden liegen. Es ist daher zu vermuten, dass die Schätzung aus der Regressionsfunktion zu hoch liegen könnte.

Basierend auf den $HQ(100)$ -Werten der Pegel am Großen Regen, Schwarzen Regen und Regen wurde ein Hochwasserlängsschnitt für den Regen durch stückweise Regression zwischen benachbarten Pegeln erstellt. Dabei wurden nach Gleichung (24) und (25) im Merkblatt DWA-M 552 die Regressionsparameter für jeden Abschnitt geschätzt (Tabelle 16). Basierend auf Gleichung (24) wurde dann für jede Einzugsgebietsgröße der zugehörige Abfluss ermittelt (Bild 23).

Tabelle 16: Einzugsgebietsgröße, $HQ(100)$ und Regressionsparameter für die Pegel entlang von Großem Regen, Schwarzen Regen und Regen

Pegel	Gewässer	A_E (km^2)	$HQ(100)$ (m^3/s)	c	b
Zwiesel	Großer Regen	176	170	0,506	12,432
Zwiesel	Schwarzer Regen	293	220	0,647	5,566
Teisnach	Schwarzer Regen	627	360	0,766	2,590
Sägmühle	Schwarzer Regen	839	450	0,470	19,062
Pulling	Regen	1.237	540	0,393	32,941
Chamerau	Regen	1.357	560	0,473	18,408

Tabelle 16 (Ende)

Pegel	Gewässer	A_E (km ²)	HQ(100) (m ³ /s)	c	b
Kienhof	Regen	2.174	700	0,375	39,199
Marienthal	Regen	2.613	750	0,000	750,000
Regenstauf	Regen	2.660	750	-	-

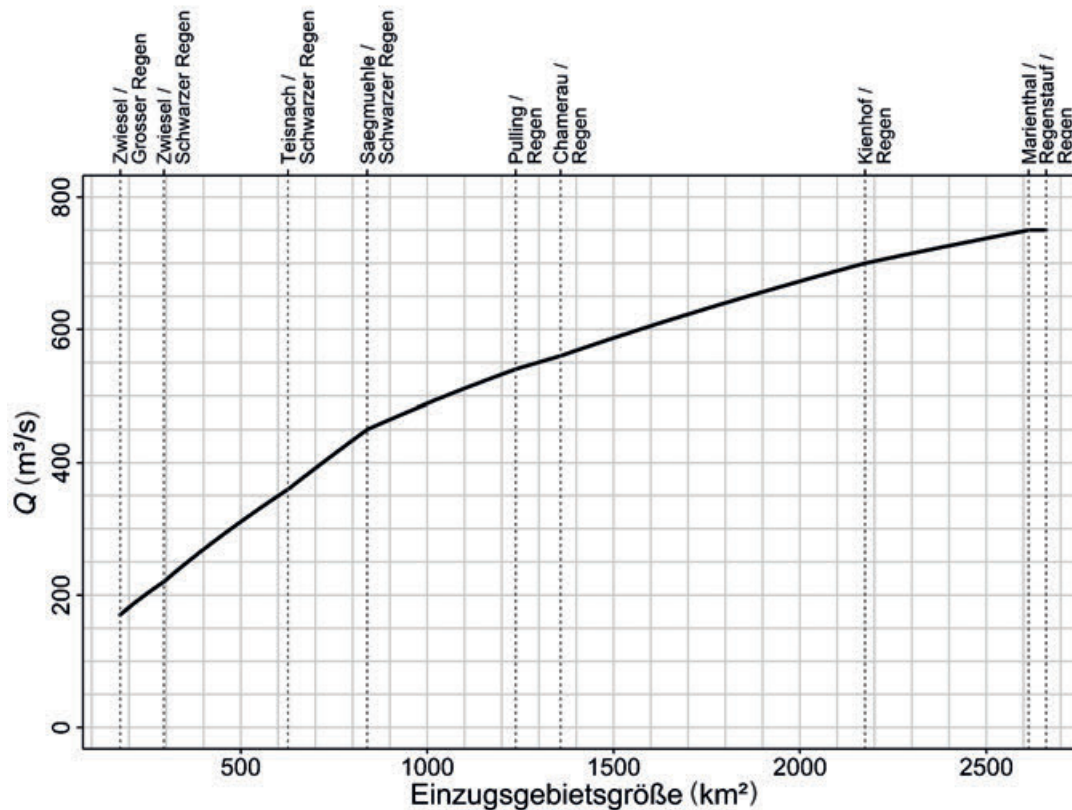


Bild 23: Hochwasserlängsschnitt für den Großen Regen-Schwarzen Regen-Regen

Eine Regionalisierung der Hochwasserquantile ist ebenfalls möglich. Dazu existieren zahlreiche Verfahren, welche aufgrund ihrer Komplexität nicht alle hier dargestellt werden können. Ein Beispiel für eine Regionalisierung der statistischen Parameter der typbasierten Verteilungsfunktionen für Bayern ist zum Beispiel in FISCHER & SCHUMANN (2021) gegeben. Dazu wurden typspezifische Einzugsgebiets-eigenschaften zur Bildung von typspezifischen Clustern hydrologisch ähnlicher Pegel verwendet. Für den Pegel Marienthal ergab dieses Verfahren ein HQ(100) von 772 m³/s.

2.8 Zusammenfassung und Vergleich der Ergebnisse

Die in diesem Abschnitt vorgestellten Verfahren liefern unterschiedliche Werte(bereiche) für das HQ(100) (Tabelle 17). Diese sind nicht eindeutig und charakterisieren die Unsicherheit der Schätzung hinsichtlich Datenverfügbarkeit und Methodik. Während Ergebnisse der Informationserweiterung auf einen höheren Wertebereich von 750 m³/s bis 830 m³/s schließen lassen, legen die Ergebnisse aus der Berechnung mittels Jahreshöchstabflüssen (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. So sind die einzelnen Stichproben für die typbasierte Statistik teilweise mit ca. 30 Werten vergleichsweise klein, was zu einer höheren Unsicherheit in der Schätzung führt. Andererseits betrifft dies vor allem die Typen, welche auf die Ermittlung von Hochwasserquantilen großer Jährlichkeiten nur einen geringen Einfluss haben. Auch die Unsicherheit der Eingangsdaten ist zu berücksichtigen. So basieren die Schneeschmelzdaten für die Typisierung auf einem einfachen Modell und auch die Unsicherheiten bei den verwendeten Niederschlagsdaten für das N-A-Modell sind zu berücksichtigen. Das Merkblatt DWA-M 552 schlägt nun verschiedene Kriterien zur Bewertung der Verfahren vor, welche die Grundlage für eine Festlegung des Wertebereichs des $HQ(100)$ bieten. In den einzelnen Abschnitten wurden die Unsicherheiten bereits im Detail diskutiert. So ist insbesondere die räumliche Informationserweiterung nur mit einer geringen Güte zu bewerten. Durch die Lage des Pegels Marienthal am oberen Ende der Einzugsgebietsgrößen, die betrachtet wurden, ist die Aussagekraft des Abflussdiagramms beschränkt. Auch bei der Regionalisierung der typbasierten Statistik ist zu berücksichtigen, dass eine eher untypische hohe Dichte der beobachteten Pegel vorliegt, sodass räumlich sehr dichte Informationen vorliegen. Die kausale Informationserweiterung hingegen weist generell eine hohe Güte auf, da gezielt hydrologisch relevante Informationen in die Statistik eingeflossen sind. Zudem war die Datenbasis ausreichend groß. Die oben erwähnten Unsicherheiten hinsichtlich der Eingangsdaten und Stichproben trifft vor allem auf die Hochwassertypen zu, die nur einen geringen Einfluss auf die Verteilung im Bereich großer Jährlichkeiten haben. Die Berücksichtigung der historischen Hochwasser lieferte an sich Ergebnisse hoher Güte. Jedoch ist hier die Wahl des Schwellenwerts kritisch zu sehen, da dieser zu sehr häufigen Überschreitungen in der systematischen Reihe führt.

Insgesamt wird daher für das $HQ(100)$ am Pegel Marienthal/Regen ein Wertebereich von $700 \text{ m}^3/\text{s}$ bis $830 \text{ m}^3/\text{s}$ festgelegt.

Tabelle 17: Einschätzung des Hochwasserverhaltens (Ergebnisspektrum) nach unterschiedlichen Methoden für den Pegel Marienthal/Regen ($A_E = 2.613 \text{ km}^2$). IE bedeutet Informationserweiterung.

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

3 Beispiel 2: Pegel Tannenberg/Zschopau

3.1 Allgemeines

Das Einzugsgebiet des Pegels Tannenberg an der Zschopau liegt mit einer Fläche von 91,1 km² im oberen Erzgebirge und entwässert einen langgestreckten Streifen des Nordhangs des Fichtelbergs. Dessen Kuppe bildet mit 1.214 m ü. NHN sowohl die höchste Erhebung im Einzugsgebiet des Pegels als auch in Sachsen. Von ihrer Quelle in ca. 1.125 m ü. NHN bis zum Pegel mit einer Nullpunkt-Höhe von 485,593 m ü. HN hat die Zschopau eine Länge von 25,1 km. Bei einer mittleren Höhe von 730 m ü. NHN weist das Gebiet ein mittleres Geländegefälle von 5 % auf. Es ist zu 38 % hauptsächlich mit Fichtenbeständen bewaldet; der Bbauungsanteil beträgt 7 %. Den Untergrund bilden vorrangig Muskovitgneise und Glimmerschiefer, die größtenteils von Hanglehm-Podsol-Braunerden und Hangsand-lehm-Braunerden überlagert sind. Die wenigen im Gebiet vorhandenen Hochmoore sind weitgehend devastiert.

Die mittlere Höhe des Jahresgebietsniederschlags beträgt 1.020 mm. Aus den Beobachtungen konnte außerdem eine maximale tägliche Gebietsniederschlagshöhe von 106 mm bestimmt werden.

Der Pegel Tannenberg wird seit dem Abflussjahr 1960 ununterbrochen beobachtet. Von der Beobach-tungsreihe 1960/2022 liegen folgende hydrologische Hauptwerte vor:

$NNQ = 0,010 \text{ m}^3/\text{s}$ (22.08.1990) (*NNQ*: niedrigster bekannter Tagesmittelwert)

$MNQ = 0,284 \text{ m}^3/\text{s}$ (*MNQ*): mittlerer jährlicher Niedrigwasserabfluss)

$MQ = 1,46 \text{ m}^3/\text{s}$

$MHQ = 15,2 \text{ m}^3/\text{s}$

$HHQ = 85,0 \text{ m}^3/\text{s}$ (13.08.2002) (*HHQ*: höchster bekannter Abflusswert)

Mit einem Maximum im März zeigt das Abflussregime einen nivalen Charakter, der höhenlagen- und expositionsbedingt in relativ langanhaltender Schneebedeckung begründet ist. Dessen ungeachtet sind die markantesten Hochwasserereignisse in den Sommermonaten zu beobachten.

3.2 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von Jahreshöchstabflüssen

3.2.1 Allgemeines

Für den Pegel Tannenberg/Zschopau liegen $n = 56$ Jahreshöchstabflüsse für den Zeitraum 1960 bis 2015 (Abflussjahre) ohne Fehljahre vor (Tabelle 18, Spalten 1 bis 3). Die Daten sind geprüft gemäß 3.2 des Merkblatts DWA-M 552 und die Ereignisse wurden auf Unabhängigkeit gemäß 3.3 des Merkblatts DWA-M 552 untersucht.

Tabelle 18: Jahreshöchstabflüsse sowie empirische Wahrscheinlichkeiten und Jährlichkeiten für den Pegel Tannenberg/Zschopau

Jahr	Datum	HQ (m ³ /s)	Emp. Wkeit	Emp. Jährlichkeit
1960	18.10.1960	12,4	0,4211	1,727
1961	18.04.1961	12,7	0,4386	1,781
1962	31.03.1962	9,97	0,2632	1,357
1963	19.04.1963	6,14	0,0351	1,036
1964	22.03.1964	9,51	0,2281	1,295
1965	30.03.1965	15	0,6140	2,591
1966	18.12.1965	13,5	0,5263	2,111
1967	03.02.1967	16,2	0,7368	3,800
1968	24.12.1967	17,9	0,8070	5,182
1969	28.04.1969	8,04	0,1053	1,118
1970	20.04.1970	14	0,5789	2,375
1971	22.03.1971	5,8	0,0175	1,018
1972	16.05.1972	8,68	0,1579	1,188
1973	24.03.1973	10,6	0,3509	1,541
1974	19.01.1974	16,3	0,7544	4,071
1975	08.12.1974	29,7	0,9123	11,400
1976	12.01.1976	17,1	0,7719	4,385
1977	11.08.1977	8,06	0,1228	1,140
1978	08.05.1978	16,1	0,7193	3,563
1979	22.09.1979	9,54	0,2456	1,326
1980	22.07.1980	19,9	0,8421	6,333
1981	12.03.1981	15,6	0,6667	3,000
1982	31.01.1982	15,8	0,7018	3,353
1983	05.08.1983	13,2	0,4737	1,900
1984	06.06.1984	10,6	0,3509	1,541
1985	01.02.1985	10,2	0,2982	1,425
1986	20.01.1986	8,06	0,1228	1,140
1987	10.04.1987	25,6	0,8772	8,143
1988	02.04.1988	9,97	0,2632	1,357
1989	24.12.1988	13,5	0,5263	2,111

Tabelle 18 (Ende)

Jahr	Datum	HQ (m ³ /s)	Emp. Wkeit	Emp. Jährlichkeit
1990	16.12.1989	8,69	0,1754	1,213
1991	30.12.1990	8,69	0,1754	1,213
1992	06.01.1992	12,2	0,4035	1,676
1993	07.01.1993	13,2	0,4737	1,900
1994	21.12.1993	6,86	0,0877	1,096
1995	01.09.1995	26,4	0,8947	9,500
1996	09.07.1996	14,2	0,5965	2,478
1997	17.03.1997	6,27	0,0526	1,056
1998	15.09.1998	12,7	0,4386	1,781
1999	02.03.1999	17,5	0,7895	4,750
2000	31.01.2000	15,1	0,6491	2,850
2001	10.09.2001	6,38	0,0702	1,075
2002	13.08.2002	85	0,9825	57,000
2003	30.12.2002	18,7	0,8246	5,700
2004	03.02.2004	15	0,6140	2,591
2005	19.03.2005	31,3	0,9474	19,000
2006	31.03.2006	24,5	0,8596	7,125
2007	11.08.2007	10,6	0,3509	1,541
2008	12.04.2008	10,3	0,3158	1,462
2009	15.03.2009	13,5	0,5263	2,111
2010	07.08.2010	13,2	0,4737	1,900
2011	14.01.2011	30,3	0,9298	14,250
2012	25.02.2012	10,3	0,3158	1,462
2013	02.06.2013	34,9	0,9649	28,500
2014	08.09.2014	9,41	0,2105	1,267
2015	10.01.2015	15,7	0,6842	3,167

3.2.2 Prüfung der Stationarität der Daten

Zunächst werden die Jahreshöchstabflüsse visualisiert (Bild 24). Optisch sind keine Auffälligkeiten wie Trends oder Bruchpunkte zu erkennen. Lediglich das Hochwasser 2002 hebt sich optisch deutlich von den übrigen beobachteten Hochwassern ab, da es mehr als doppelt so groß wie alle anderen beobachteten Hochwasser ist. Der Einfluss dieses Ereignisses auf die statistischen Berechnungen ist folglich

zu berücksichtigen. Zur statistischen Prüfung der Annahme der Stationarität werden auch in diesem Beispiel der Wilcoxon- und Pettitt-Test sowie der Mann-Kendall-Test angewendet (siehe 3.4 des Merkblatts DWA-M 552). Mittels des Pettitt-Tests wird zunächst die wahrscheinlichste Position eines Bruchpunkts im Mittelwert bestimmt, da für den Pegel keinerlei Informationen über potenzielle Bruchpunkte vorliegen. Der Pettitt-Test ermittelt als wahrscheinlichsten Bruchpunkt Mittelwert die Stelle 39, d. h. ein Bruch zwischen den Jahren 1998 und 1999. Allerdings wird die Hypothese keines Bruchs mit einem p-Wert von 0,2987, welcher größer als das angenommene Signifikanzniveau 0,05 ist, nicht abgelehnt. Das bedeutet, es kann nicht von einem Bruch im Mittelwert ausgegangen werden. Diese Aussage wird mittels des Wilcoxon-Tests noch einmal überprüft.

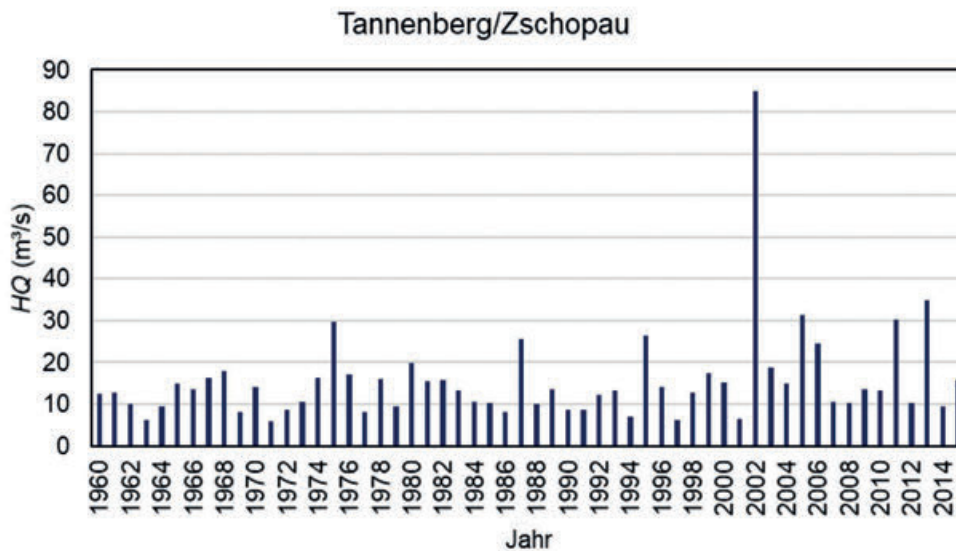


Bild 24: Jahreshöchstabflüsse des Pegels Tannenberg/Zschopau

Für den Pegel Tannenberg ergibt sich:

$$U_1 = \frac{1220 - 39 \cdot (56 + 1)/2}{\sqrt{39 \cdot (56 - 39) \cdot (56 + 1)/12}} = 1,968$$

Da $|U_1| = 1,968 > 1,96$, wird für den Wilcoxon-Test die Hypothese keines Bruchpunkts im Mittelwert abgelehnt. Die Ergebnisse beider Tests auf einen Bruchpunkt im Mittelwert stehen daher im Widerspruch. Um eine Entscheidung treffen zu können, wird daher noch ein weiterer Test für einen Bruch im Mittelwert angewendet, der CUSUM-Test (R-Paket *CPAT*, *CUSUM.test*). Auch dieser ergibt, dass die Hypothese keines Bruchs nicht abgelehnt werden kann. Da zudem keine deterministischen Anhaltspunkte, wie zum Beispiel der Bau einer Hochwasserrückhaltebeckens etc., auf einen Bruch im Mittelwert schließen lassen, wird von Stationarität der Jahreshöchstabflüsse ausgegangen. Auch der Mann-Kendall-Test liefert mit einem p-Wert von 0,05991 keine Anhaltspunkte für einen Trend, sodass allgemein von Stationarität der Zeitreihe der Jahreshöchstabflüsse ausgegangen werden kann.

3.2.3 Parameterschätzung

Grundsätzlich sollten zunächst alle Verteilungsfunktionen aus 4.3.1 des Merkblatts DWA-M 552 mit allen Parameterschätzverfahren aus 4.4 des Merkblatts DWA-M 552 berechnet werden.

Zunächst wird die Momentenmethode angewendet. Dazu sind die Standard-Momente Mittelwert \bar{x} , Standardabweichung s und Schiefe c_s zu bestimmen. Es werden lediglich die ersten drei Momente benötigt, da die Verteilungsfunktionen maximal drei Parameter besitzen. Diese ergeben sich zu

$$\bar{x} = 15,546, s = 11,556 \text{ und } c_s = 4,242.$$

Mittels dieser drei Momente können die Parameter der Verteilungsfunktionen geschätzt werden.

Zusätzlich werden die Parameter mittels der L-Momente geschätzt. Dazu werden zunächst die wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente benötigt. Analog zu den Produktmomenten genügen hier ebenfalls die ersten drei wahrscheinlichkeitsgewichteten Momente. Diese berechnen sich zu

$$b_0 = 15,546$$

$$b_1 = 10,110$$

$$b_2 = 7,848$$

Mit den wahrscheinlichkeitsgewichteten Momenten können dann die L-Momente berechnet werden (Anhang B des Merkblatts DWA-M 552).

$$l_1 = b_0 = 15,546$$

$$l_2 = 2 \cdot b_1 - b_0 = 4,674$$

$$l_3 = 6 \cdot b_2 - 6 \cdot b_1 + b_0 = 1,972$$

Die berechneten L-Momente können nun genutzt werden, um alle Verteilungen aus dem Merkblatt anzupassen.

Eine Übersicht aller angepassten Parameter mittels verschiedener Schätzverfahren findet sich in Tabelle 19. Die logarithmierte PearsonIII-Verteilung konnte nicht angepasst werden, da die zulässigen Parametergrenzen verletzt waren. Im Vergleich zum vorherigen Beispiel des Pegels Marienthal zeigen sich hier deutlichere Unterschiede in der Parameterschätzung. Insbesondere die Schätzungen mittels der Produktmomente weichen deutlich von den Schätzungen mittels L-Momenten und Maximum-Likelihood-Methode ab. Dies liegt in dem außergewöhnlich großen Hochwasser von 2002 begründet, welches einen starken Einfluss auf die Schätzung mittels Produktmomenten hat. Die beiden übrigen Schätzverfahren sind weniger davon beeinflusst, da diese Verfahren robuster sind. Aufgrund dieser Überlegungen sollten die Produktmomente für das vorliegende Beispiel nicht angewendet werden. Dies wird im folgenden Abschnitt weiter erläutert.

Tabelle 19: Geschätzte Parameter verschiedener Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau. MoM=Momentenmethode, Lmom=L-Momente, ML=Maximum-Likelihood

Verteilung	Schätzverfahren	Formparameter	Lageparameter	Skalenparameter
GEV	MoM	-0,222	10,427	5,981
GEV	Lmom	-0,358	10,802	4,243
GEV	ML	-0,317	10,924	4,41
Gumbel	MoM		10,34	9,01
Gumbel	Lmom		11,65	6,74
Gumbel	ML		11,82	5,47
PearsonIII	MoM	0,222	10,097	24,509
PearsonIII	Lmom	0,616	7,697	12,745
PearsonIII	ML	1,14	5,77	8,58

Tabelle 19 (Ende)

Verteilung	Schätzverfahren	Formparameter	Lageparameter	Skalenparameter
LogNormal	MoM	0,856	4,429	2,042
LogNormal	Lmom	0,903	5,744	1,875
LogNormal	ML	0,753	4,375	2,113
logPearsonIII	MoM	-	-	-
logPearsonIII	Lmom	-	-	-
logPearsonIII	ML	-	-	-

Wurden nun verschiedene Verteilungsfunktionen mittels der drei Parameterschätzverfahren angepasst, können Hochwasserquantile und -wahrscheinlichkeiten berechnet werden. Dies geschieht mittels der Quantilsfunktion bzw. der Verteilungsfunktion (Tabelle 20). Für den Pegel Tannenberg ergeben sich die in Bild 25 dargestellten Verteilungsfunktionen mit den zugehörigen Hochwasserquantilen. Die Spannweite der geschätzten Hochwasserquantile für große Jährlichkeiten ist in diesem Beispiel deutlich größer als zum Beispiel für den Pegel Marienthal. Auch dies liegt wieder im Hochwasser 2002 begründet, welches einzelne Schätzungen, wie zuvor erläutert, stärker beeinflusst als andere. Es wird zudem deutlich, dass die zweiparametrische Gumbel-Verteilung nur sehr bedingt in der Lage ist, die Jahreshöchstabflüsse statistisch wiederzugeben. Durch den linearen Verlauf in der Abbildung neigt die Gumbel-Verteilung zur Überschätzung der Quantile im unteren Bereich der Jährlichkeiten und zur Überschätzung im oberen Bereich.

Tabelle 20: Hochwasserquantile (in m³/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels verschiedener Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau. Hinweis: die Quantile der logarithmierten PearsonIII-Verteilung konnten nicht berechnet werden, da die gültigen Parameterbereiche verletzt wurden.

Verteilung/Parameterschätzung	Jährlichkeit (Jahre)							
	2	5	10	20	25	50	100	200
GEV_MM	12,7	21,1	27,9	35,6	38,3	47,6	58,3	70,8
GEV_ML	12,6	19,4	25,4	32,7	35,3	44,9	56,8	71,5
GEV_LM	12,5	19,2	25,5	33,3	36,2	46,9	60,5	77,9
Gumbel_MM	13,6	23,9	30,6	37,1	39,2	45,5	51,8	58,1
Gumbel_ML	13,8	20,0	24,1	28,1	29,3	33,2	37,0	40,8
Gumbel_LM	14,1	21,8	26,8	31,7	33,2	38,0	42,7	47,4
PearsonIII_MM	10,8	17,7	26,6	37,4	41,2	53,5	66,7	80,4
PearsonIII_ML	12,9	21,3	27,6	33,7	35,7	41,9	48,0	54,0
PearsonIII_LM	11,9	20,6	28,0	35,7	38,2	46,1	54,2	62,4
logPearsonIII_MM								
logPearsonIII_ML								
logPearsonIII_LM								
logNormal_MM	12,1	20,3	27,5	35,9	38,9	49,1	60,9	74,3

Tabelle 20 (Ende)

Verteilung/Parameter-schätzung	Jährlichkeit (Jahre)							
	2	5	10	20	25	50	100	200
logNormal_ML	12,7	20,0	26,1	32,9	35,3	43,2	52,0	61,9
logNormal_LM	12,3	19,7	26,5	34,5	37,4	47,4	59,0	72,5

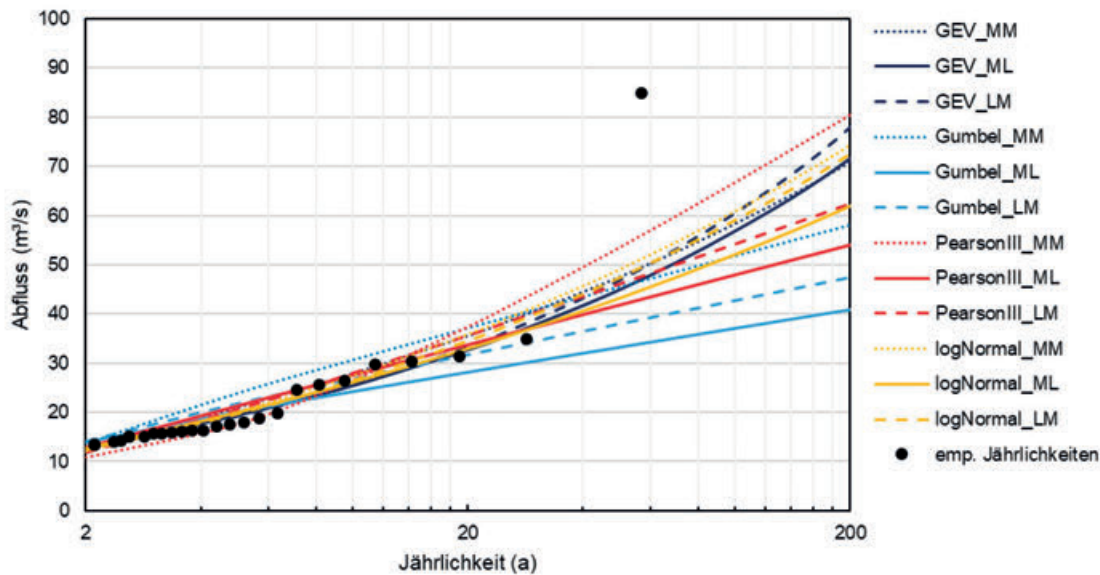


Bild 25: Verschiedene mittels dreier Schätzverfahren an die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Tannenber/Zschopau angepasste Verteilungsfunktionen (MM=Momentenmethode, LM=L-Momente, ML=Maximum-Likelihood) sowie die empirischen Jährlichkeiten der Jahreshöchstabflüsse

3.2.4 Wahl der Verteilungsfunktion

Als nächstes ist die Güte der Anpassung zu vergleichen. Dazu werden Informationskriterien herangezogen, genauer gesagt AIC und BIC (Tabelle 21). Die niedrigsten Werte für AIC und BIC weist die GEV-Verteilung angepasst mit Maximum-Likelihood-Methode auf. Allerdings unterscheiden sich diese Werte um weniger als 3 von denen der übrigen Verteilungen. Lediglich die LogNormal-Verteilung mit L-Momentenschätzung weicht deutlich von den übrigen Modellen ab und sollte daher nicht weiter berücksichtigt werden. Somit ergibt sich ein Unsicherheitsbereich für die Bemessungshochwasser. So würde man für das $HQ(100)$ einen Wertebereich von $48 \text{ m}^3/\text{s}$ bis $61 \text{ m}^3/\text{s}$ festlegen.

Tabelle 21: AIC und BIC für verschiedene Verteilungsfunktionen angepasst an die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenber/Zschopau mittels verschiedener Schätzverfahren

Verteilung	Schätzverfahren	AIC	BIC
GEV	Lmom	369,4	375,5
GEV	ML	369,2	375,2
PearsonIII	ML	372,8	378,9
LogNormal	Lmom	389,4	375,9
LogNormal	ML	369,8	375,9

3.2.5 Konfidenzintervalle

Für die im vorherigen Abschnitt ausgewählten Verteilungen sind im nächsten Schritt Konfidenzintervalle zu bestimmen (siehe 4.5 des Merkblatts DWA-M 552). Für den vorliegenden Pegel Tannenberg/Zschopau wird dies am Beispiel der GEV-Verteilung und Parameterschätzung mittels L-Momenten demonstriert. Für alle übrigen Verteilungen und Schätzverfahren erfolgt das Vorgehen analog. Es wird das parametrische Bootstrap angewendet mit 1.000 Wiederholungen.

In Tabelle 22 sind die resultierenden Konfidenzintervalle aufgeführt. Für das $HQ(100)$ ergibt sich beispielsweise ein Wertebereich von $36 \text{ m}^3/\text{s}$ bis $101 \text{ m}^3/\text{s}$, welcher allein durch den Stichprobeneffekt begründet ist. Die kleinere Stichprobe im Vergleich zum vorherigen Beispiel Marienthal resultiert in dementsprechend großen Spannweiten der Konfidenzintervalle. Auch hier hat das Hochwasser 2002 einen großen Einfluss auf die Berechnung.

Tabelle 22: Mittels parametrischem Bootstrap und 1.000 Wiederholungen bestimmte Konfidenzbänder für die Schätzung anhand der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau mittels GEV-Verteilung und L-Momenten

Jährlichkeit	2	5	10	20	25	50	100	200
GEV (L-Momente) (m^3/s)	12	19	25	33	36	47	60	78
5 %-Konfidenzintervall (m^3/s)	11,2	16,4	20,5	24,9	26,4	31,1	36,1	41,6
95 %-Konfidenzintervall (m^3/s)	14,1	22,4	30,9	43,5	48,9	69,4	100,9	144,4

Die so erhaltenen Konfidenzbänder können grafisch zusammen mit der Schätzung basierend auf den Jahreshöchstabflüssen und den empirischen Jährlichkeiten (siehe 3.2.1) dargestellt werden (Bild 26). Die Abbildung zeigt, dass das Hochwasser 2002 aufgrund seiner enormen Größe nicht einmal im Unsicherheitsbereich liegt. Auch aus diesem Grund sollte diesem Ereignis bei der visuellen Bewertung der Anpassung mittels *Plotting Positions* kein großes Gewicht gegeben werden.

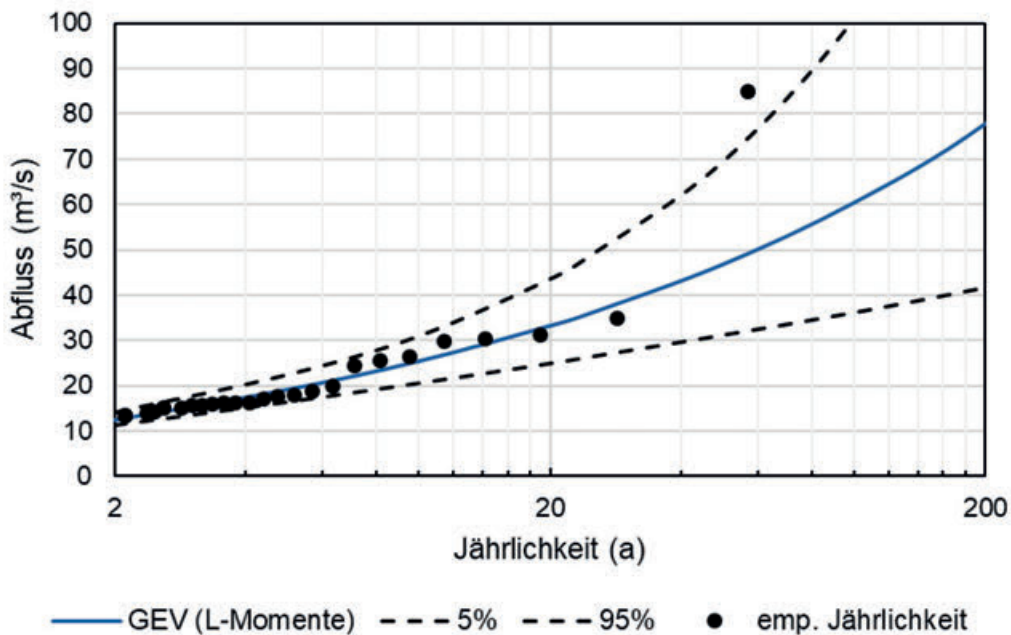


Bild 26: Hochwasserquantile für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der GEV-Verteilung und L-Momenten sowie entsprechende Konfidenzintervalle und empirische Jährlichkeiten für den Pegel Marienthal/Regen

3.3 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten auf Basis von partiellen Serien

Neben den Jahreshöchstabflüssen liegen auch Monatshöchstabflüsse für den Pegel Tannenberg/Zschopau vor. Aus diesen kann eine partielle Serie gebildet werden, deren geschätzte Hochwasserquantile mit denen der Schätzung auf Basis der Jahreshöchstabflüsse verglichen werden können. Die Reihe der Monatshöchstabflüsse wurde analog zu den Jahreshöchstabflüssen auf Instationaritäten geprüft, wobei keine Instationarität festgestellt werden konnte. Für die Betrachtung der partiellen Serie ist zunächst ein Schwellenwert u zu wählen. Es stehen verschiedene Wahlmöglichkeiten für den Schwellenwert zur Verfügung, welche einen großen Einfluss auf das Ergebnis haben können. In diesem Beispiel werden zwei Wahlen des Schwellenwerts miteinander verglichen: die hydrologisch begründete Wahl nach Dyck zu $u_1 = 3 \cdot MQ$ und die empirisch-begründete Wahl, sodass im Mittel drei Ereignisse pro Jahr in der Stichprobe enthalten sind (siehe 3.3.2 des Merkblatts DWA-M 552).

Somit ergeben die beiden Schwellenwerte $u_1 = 4,541$ und $u_2 = 6,2$. Folglich unterscheiden sich auch die Stichprobengrößen der jeweiligen zugehörigen partiellen Serie mit $n_1 = 264$ und $n_2 = 170$ (Bild 27). Die in den partiellen Serien enthaltenen Hochwasserscheitel wurden anhand des Kriteriums aus 3.3 des Merkblatts DWA-M 552 auf Unabhängigkeit geprüft.

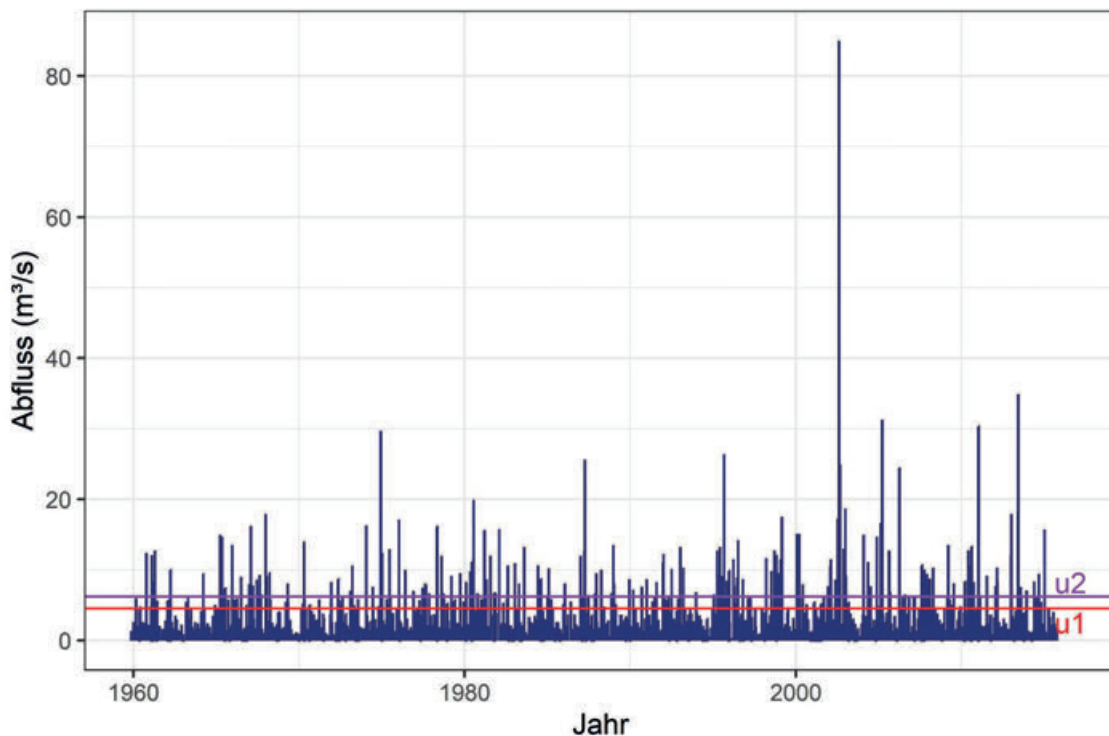


Bild 27: Monatshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau sowie Schwellenwerte u_1 und u_2

Als nächstes wird die Generalisierte Pareto-Verteilung (GPD) an die Werte über dem jeweiligen Schwellenwert mittels L-Momenten angepasst. Natürlich sollten auch hier mehrere Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren angewendet und verglichen werden. Darauf wird in diesem Beispiel aus Übersichtsgründen jedoch verzichtet. Die Parameter der GPD ergeben sich zu

$$\kappa_1 = 0,159, \beta_1 = 4,123 \text{ für den Schwellenwert } u_1$$

und zu

$$\kappa_2 = 0,0795, \beta_2 = 5,049 \text{ für den Schwellenwert } u_2.$$

Da wir an Hochwasserquantilen für gegebene Jährlichkeiten interessiert sind, genügt die GPD alleine nicht zur Berechnung. Stattdessen muss zusätzlich noch die Poisson-Verteilung zur Bestimmung der Wahrscheinlichkeit der Anzahl an Werten über dem Schwellenwert pro Jahr angewendet werden. Der Parameter λ der Poisson-Verteilung entspricht der mittleren Anzahl an Ereignissen pro Jahr, d. h. $\lambda_1 = n_1/n = 4,714$ bzw. $\lambda_2 = n_2/n = 3,036$.

Die jährliche Verteilung der partiellen Serie ergibt sich dann aus der Kombination von Poisson-Verteilung und GPD:

$$F_{a,p}(x) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\lambda^k}{k!} \cdot e^{-\lambda} \cdot \left(1 - \left(1 + \kappa \cdot \frac{x-x_0}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}\right)^k = e^{-\lambda} \cdot \exp\left(\lambda \cdot \left(1 - \left(1 + \kappa \cdot \frac{x-x_0}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}\right)\right) = \exp\left(-\lambda \cdot \left(1 + \kappa \cdot \frac{x-x_0}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}\right)$$

Dies entspricht wiederum einer GEV Verteilung mit Parametern $\zeta = -\kappa$, $\sigma = \beta \cdot \lambda^\kappa$ und $\mu = u - \beta \cdot (1 - \lambda^\kappa)/\kappa$.

Somit erhalten wir zwei Parametersets der GEV für die partielle Serie, jeweils eines für jeden Schwellenwert:

$$\zeta_1 = -\kappa_1 = -0,159, \sigma_1 = \beta_1 \cdot \lambda_1^{\kappa_1} = 5,276 \text{ und } \mu_1 = u_1 - \beta_1 \cdot (1 - \lambda_1^{\kappa_1})/\kappa_1 = 11,791$$

$$\zeta_2 = -\kappa_2 = -0,0795, \sigma_2 = \beta_2 \cdot \lambda_2^{\kappa_2} = 4,541 \text{ und } \mu_2 = u_2 - \beta_2 \cdot (1 - \lambda_2^{\kappa_2})/\kappa_2 = 12,062$$

Mit diesen Parametersätzen können nun leicht wieder Hochwasserquantile mittels der Quantilsfunktion der GEV für gegebene Jährlichkeiten berechnet werden (Tabelle 23).

Tabelle 23: Hochwasserquantile (in m³/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GPD und Poisson-Verteilung sowie L-Momenten für die partielle Serie am Pegel Tannenberg/Zschopau für verschiedene Schwellenwerte

	Jährlichkeit (Jahre)							
Schwellenwert	2	5	10	20	25	50	100	200
u_1	13,8	20,7	26,1	31,8	33,8	40,3	47,6	55,6
u_2	14,1	20,8	25,7	30,5	32,1	37,3	42,7	48,4

Es zeigt sich, dass der zweite, größere Schwellenwert zu niedrigeren Hochwasserquantilen ab einer Jährlichkeit von ca. 10 Jahren führt. Dies liegt in dem geringeren Formparameter begründet. Im Vergleich zu den Ergebnissen basierend auf den Jahreshöchstabflüssen ergeben sich insgesamt niedrigere Hochwasserquantile, was durch die größere Anzahl an großen Hochwassern in der partiellen Serie begründet werden kann, welche den Einfluss des einen außergewöhnlichen Hochwassers in 2002 auf die Schätzung reduzieren.

Auch für die partielle Serie können analog zu den Jahreshöchstabflüssen Konfidenzintervalle berechnet werden. Dies wird hier jedoch nicht weiter erläutert.

3.4 Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten mittels multivariater Statistik

Für die Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg an der Zschopau kann eine Scheitel-Scheitel-Statistik mit den zeitgleich aufgetretenen Scheitelabflüssen am Pegel Wiesa/Pöhlbach ermittelt werden (siehe 4.7 des Merkblatts DWA-M 552). Das Vorgehen ist analog zum Pegel Mariantal/Regen wie oben

beschrieben, sodass hier lediglich die Ergebnisse dargestellt werden. In Tabelle 24 sind die wesentlichen Ergebnisse der multivariaten Statistik dargestellt. Mit einer Korrelation von 0,65 ist die Abhängigkeit zwischen den Scheiteln am Pegel Wiesa und denen am Pegel Tannenberg relativ hoch, d. h. es treten oftmals große Scheitel an beiden Pegeln gleichzeitig auf. Auch hier wurde die GEV-Verteilung anhand der Gütekriterien sowohl für die statistische Modellierung der Scheitel am Pegel Wiesa als auch für die Scheitel am Pegel Tannenberg ausgewählt. In Bild 28 ist die Anpassung der GEV an die Hochwasserscheitel an den Pegeln Tannenberg und Wiesa zu sehen, welche im Allgemeinen auf eine gute Anpassung schließen lässt, da empirische Jährlichkeiten und theoretische Jährlichkeiten gut übereinstimmen. Aufgrund des Anpassungsvergleichs der drei Copula-Modelle Clayton, Frank und Gumbel mittels AIC und visuellem Vergleich mit den Beobachtungen (Bild 29), wird die Gumbel-Copula zur Beschreibung der Abhängigkeit zwischen den Scheitelwerten gewählt. Mittels dieser können nun UND- und ODER-Jährlichkeiten bzw. Scheitel-Scheitel-Kombinationen für gegebene Jährlichkeiten ermittelt werden (Bild 30). So ergibt sich beispielsweise für ein gleichzeitiges Auftreten eines Scheitels von ca. 38 m³/s in Tannenberg an der Zschopau und von 35 m³/s in Wiesa eine Jährlichkeit von 100 Jahren. Als ODER-Jährlichkeit ergibt sich für diese Scheitel ein Wert von ca. 70 Jahren. Geht man von einem Scheitel von 45 m³/s in Wiesa aus, so tritt mit einer Wahrscheinlichkeit von 80 % ein Scheitel der Jährlichkeit 100 Jahre in Tannenberg auf, d. h. ca. 60 m³/s. Dies zeigt erneut, dass bei großen Scheiteln an einem Pegel auch mit großen Scheiteln am anderen Pegel zu rechnen ist.

Tabelle 24: Übersichtsmatrix für die Pegel Tannenberg/Zschopau sowie Wiesa/Pöhlbach

Korrelation	Anpassungstest Verteilungsfunktionen		Verteilungsfunktion Pegel Tannenberg Q_T	Verteilungsfunktion Pegel Wiesa Q_W	Wahl der Copula
Kendalls τ 0,65	KS-Test $Q_T = 0,95$ $Q_W = 0,83$	Cramer-Test $Q_T = 0,93$ $Q_W = 0,77$	Generalisierte Extremwertverteilung (GEV) $(\mu = 8,00, \sigma = 3,50, \zeta = 0,26)$	Generalisierte Extremwertverteilung (GEV) $(\mu = 5,68, \sigma = 3,57, \zeta = 0,30)$	Gumbel-Copula $\theta = 2,88$ & $\tau = 0,65$

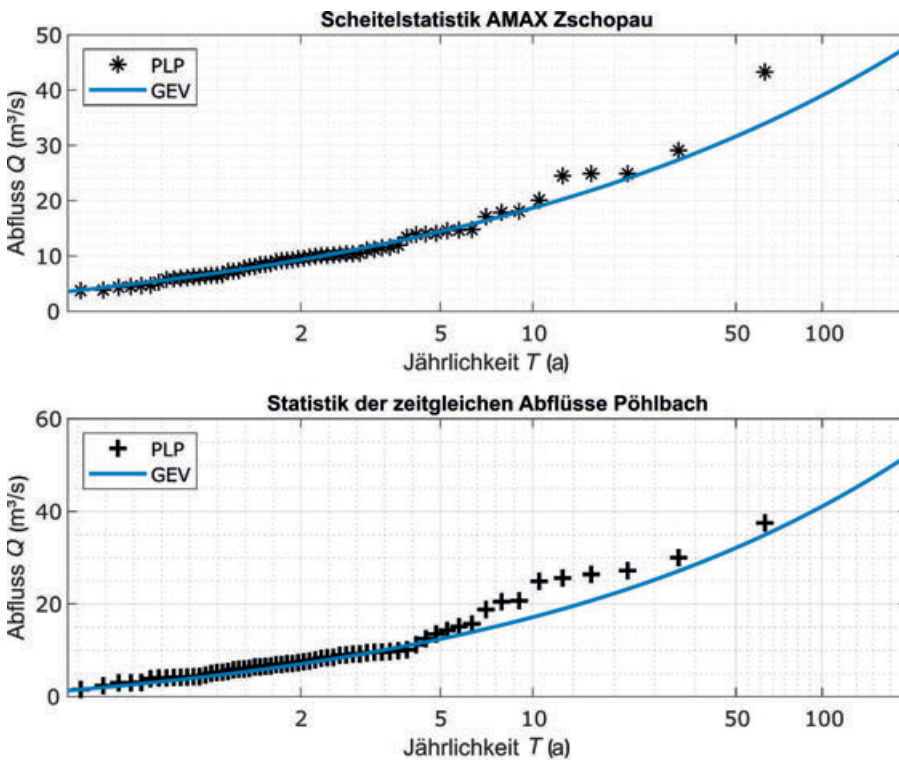


Bild 28: Scheitelstatistik der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau und die zeitgleichen Abflüsse am Pegel Wiesa/Pöhlbach

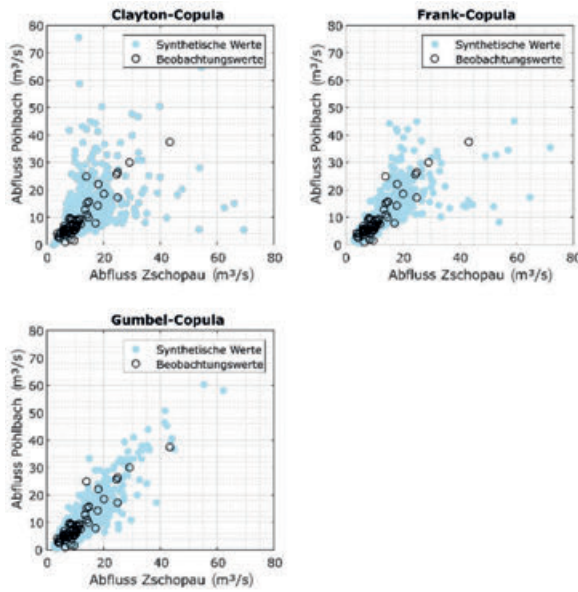


Bild 29: Beobachtete vs. simulierte Daten der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau und die zeitgleichen Abflüsse am Pegel Wiesa/Pöhlbach

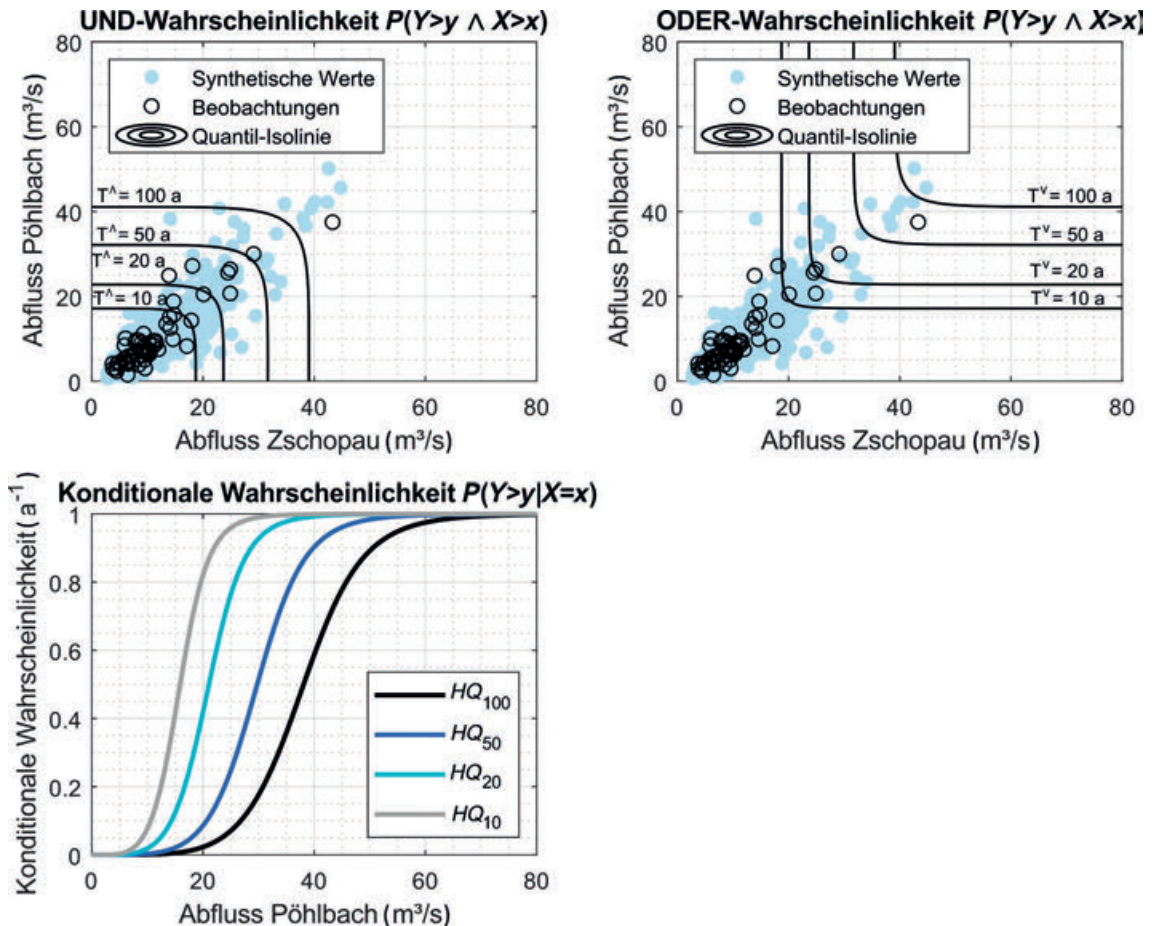


Bild 30: UND-/ODER-/Konditionale Wahrscheinlichkeit der Jahreshöchstabflüsse am Pegel Tannenberg/Zschopau und die zeitgleichen Abflüsse am Pegel Wiesa/Pöhlbach

3.5 Kausale Informationserweiterung

3.5.1 Saisonale Statistik

Mit der Reihe der Monatshöchstabflüsse für den Pegel Tannenberg/Zschopau liegen ausreichend Informationen und Daten vor, um eine saisonale statistische Analyse durchführen zu können (siehe 6.2.1 des Merkblatts DWA-M 552). Natürlich genügen diese Daten ebenfalls für eine typbasierte Statistik, welche im Zweifelsfall vorzuziehen ist, da sie eine genauere Betrachtung der Hochwassergenese ermöglicht. Jedoch wird hier zu Anschauungszwecken auch die saisonale Statistik durchgeführt. Der Pegel Tannenberg zeigt eine starke Saisonalität: nur 27 % der Jahreshöchstabflüsse sind Sommerhochwasser. Dies bestätigt auch das Saisonalitätsdiagramm (Bild 31)

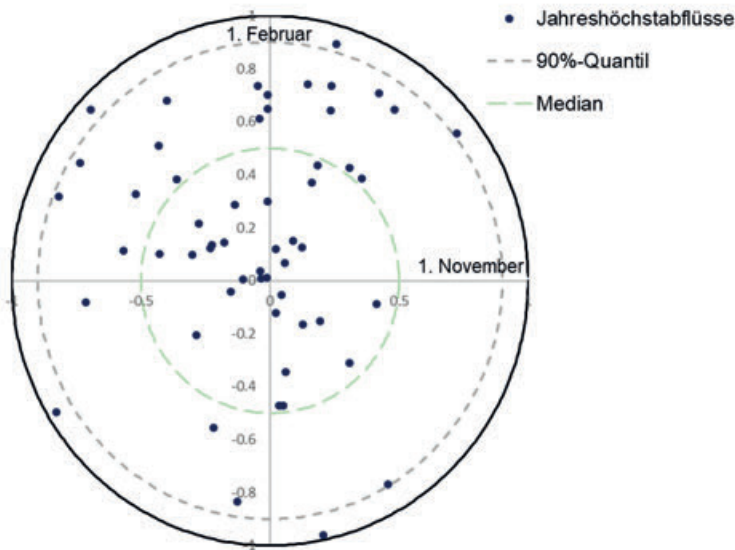


Bild 31: Saisonalitätsdiagramm nach Burn für die Jahreshöchstabflüsse des Pegels Tannenberg/Zschopau

Für die saisonale Statistik werden zunächst aus den Monatshöchstabflüssen die saisonalen Maxima für Sommer (Mai-Oktober) und Winter (November-April) ermittelt. Alle Hochwasserscheitel liegen mehr als sieben Tage auseinander und können somit als unabhängig angesehen werden. Als Schwellenwert u für die saisonale Statistik wurde der kleinste Jahreshöchstabfluss gewählt, sodass $u = 5,8$. Auch hier sind natürlich zahlreiche andere Varianten möglich. Exemplarisch wurde jeweils die GEV-Verteilung mit L-Momenten an die Stichprobe der Sommer- und Winterhöchstabflüsse über dem Schwellenwert angepasst. Auch hier sollten noch weitere Verteilungsfunktionen und Parameterschätzverfahren gewählt werden, worauf an dieser Stelle aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichtet wird.

Die Parameter der GEV-Verteilungen für Winter und Sommer ergeben sich zu

$$\xi_W = -0,127, \beta_W = 4,142 \text{ und } \mu_W = 9,884$$

$$\xi_S = -0,505, \beta_S = 2,921 \text{ und } \mu_S = 7,527$$

Damit zeigt sich, dass die Verteilung der Sommerhochwasser eine deutlich höhere Schiefe aufweist als die der Winterhochwasser, unter anderem, weil auch das Hochwasser 2002 im Sommer aufgetreten ist.

Zur Bestimmung der Mischverteilung müssen noch die empirischen Wahrscheinlichkeiten zur Unterschreitung des Schwellenwerts berechnet werden. Bei den Winterhöchstabflüssen liegt lediglich einer der 56 Hochwasserscheitel unter dem Schwellenwert u , sodass $p_{u,Winter} = p_{0,W} = 1/56 = 0,018$. Für die Sommerhöchstabflüsse ergibt sich analog $p_{u,Sommer} = p_{0,S} = 0,214$.

Die Hochwasserquantile der Sommer- bzw. Winterjahreshöchstabflüsse lassen sich nun wieder über die Quantilsfunktion der GEV für eine gegebene Jährlichkeit T wie folgt berechnen:

$$x_S(T) = \mu_S + \frac{\sigma_S}{\xi_S} \cdot \left[1 - \left(-\ln \left((1 - 1/T - p_{0,S}) / (1 - p_{0,S}) \right)^{\xi_S} \right) \right]$$

$$x_W(T) = \mu_W + \frac{\sigma_W}{\xi_W} \cdot \left[1 - \left(-\ln \left((1 - 1/T - p_{0,W}) / (1 - p_{0,W}) \right)^{\xi_W} \right) \right]$$

Um nun die gemeinsame Verteilung der Sommer- und Winterhöchstabflüsse zu bestimmen, wird die Mischverteilung angewendet. Diese hat die Verteilungsfunktion

$$F_{\text{Jahr}}(x) = (p_{0,S} + (1 - p_{0,S}) \cdot F_S(x)) \cdot (p_{0,W} + (1 - p_{0,W}) \cdot F_W(x))$$

$$= \left(0,27 + (1 - 0,27) \cdot \exp \left[- \left(1 - \xi_S \cdot \frac{x - \mu_S}{\sigma_S} \right)^{\frac{1}{\xi_S}} \right] \right) \cdot \left(0,02 + (1 - 0,02) \cdot \exp \left[- \left(1 - \xi_W \cdot \frac{x - \mu_W}{\sigma_W} \right)^{\frac{1}{\xi_W}} \right] \right)$$

Für die Mischverteilung existiert keine analytische Form der Quantilsfunktion. Daher können Hochwasserquantile nur durch numerische Optimierung aus der Verteilungsfunktion berechnet werden. Dazu werden Jährlichkeiten bzw. die zugehörigen Unterschreitungswahrscheinlichkeiten vorgegeben und der Wert x so lange variiert, bis die resultierende Unterschreitungswahrscheinlichkeit möglichst nahe an der gegebenen liegt. Für den Pegel Tannenberg/Zschopau ergeben sich die in Tabelle 25 gegebenen Hochwasserquantile.

Tabelle 25: Hochwasserquantile (in m³/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels GEV und L-Momenten für die Sommer- und Winterhöchstabflüsse sowie deren Mischverteilung für den Pegel Tannenberg/Zschopau

Stichprobe	2	5	10	20	25	50	100	200
Sommer	7,5	12,5	17,6	24,6	27,4	38,4	53,9	75,9
Winter	11,3	16,6	20,6	24,7	26,1	30,7	35,6	41,0
Mischverteilung	12,9	19,2	24,5	30,9	33,4	42,8	56,5	77,1

Es ist deutlich zu sehen, dass die Sommerhochwasser ab einer Jährlichkeit von 25 Jahren in höheren Quantilen resultieren als die Winterhochwasser. Dies liegt in der größeren Schiefe begründet. Für kleine Jährlichkeiten hingegen liefern die Winterhochwasser größere Quantile, was an dem größeren Lageparameter liegt. Es kann also gefolgert werden, dass die Winterhochwasser im kleinen Jährlichkeitsbereich relevant sind, die Sommerhochwasser jedoch für große Jährlichkeiten. Dies spiegelt sich in der Mischverteilung wider, welche im unteren Jährlichkeitsbereich näher an der Verteilung der Winterhöchstabflüsse liegt, im großen Jährlichkeitsbereich jedoch näher an der Verteilung der Sommerhöchstabflüsse (Bild 32).

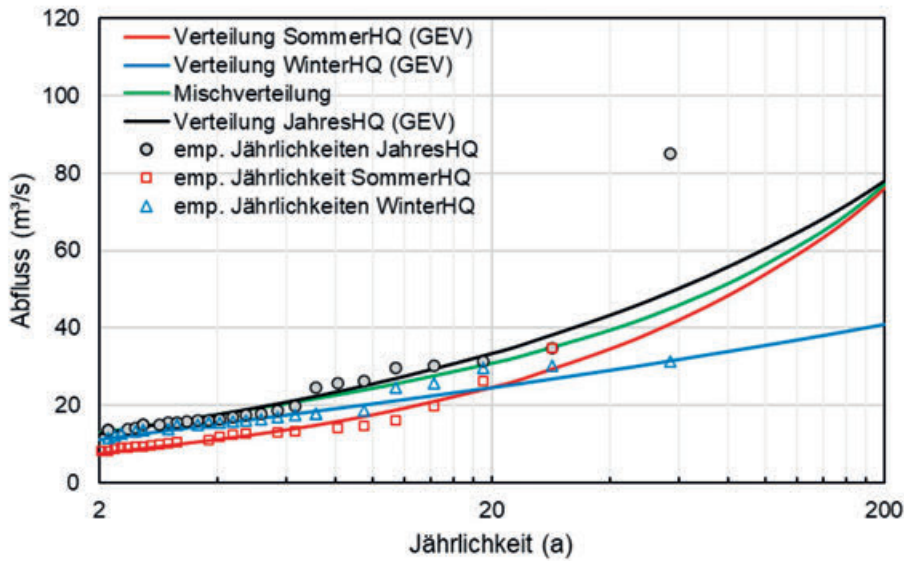


Bild 32: Verteilung der Winter-, Sommer- und Jahreshochstabilflüsse sowie Mischverteilung der Sommer- und Winterhochwasser mit den *Plotting Positions* der Jahreshochstabilflüsse für den Pegel Tannenberg/Zschopau

3.5.2 Typbasierte Statistik

Die saisonale Hochwasserstatistik stellt eine vereinfachte Betrachtung der hochwasserauslösenden Prozesse dar. Da allerdings neben den Monatshochstabilflüssen auch mittlere Tagesabflüsse für den Pegel Tannenberg/Zschopau vorliegen, können die verschiedenen Ursachen der Hochwasser detailliert betrachtet werden. Dazu ist eine Separation der Hochwasserereignisse nötig. Grundlage der Separation bilden die mittleren Tagesabflüsse. Diese wurden vorab visuell und mittels statistischer Tests (siehe oben) auf Instationarität geprüft. Es lag keine Instationarität vor. Zusätzlich werden für die Klassifikation der Hochwasserereignisse der zugehörige Niederschlag sowie die Schneeschmelze benötigt. Niederschlagsdaten auf Basis des E-OBS 0,1 grid Datensatzes liegen ab dem Jahr 1960 vor, sodass der gesamte verfügbare Beobachtungszeitraum verwendet werden kann. Für die Separation wird der im Anhang F des Merkblatts DWA-M 552 angegebene Algorithmus nach FISCHER et al. (2021) verwendet. Dieser Algorithmus liefert 189 Hochwasserereignisse, denen jeweils ein Monatshochstabilfluss als Scheitel zugeordnet werden kann. Mit demselben Algorithmus wird dann auch der zum Hochwasser zugehörige Niederschlag sowie die Schneeschmelze separiert. Die resultierenden Hochwasserereignisse mit zugehörigem Scheitel, Fülle, Dauer, Basisabfluss sowie Niederschlags- und Schneeschmelzsumme bilden die Basis für die typbasierte Statistik.

Für die Typisierung (Anhang F des Merkblatts DWA-M 552) werden zunächst der Anteil der Schneeschmelze am totalen Wasserdargebot berechnet, d. h. die Summe der Schneeschmelze wird für jedes Ereignis durch die Summe von Niederschlag und Schneeschmelze geteilt. Die Ereignisse, bei denen dieser Anteil über 20 % lag, werden als schneebeeinflusst klassifiziert (39 Ereignisse), die übrigen als Regenhochwasser (150 Ereignisse). Die Regenhochwasser werden dann weiter anhand ihrer Ganglinienform klassifiziert. Diese wird durch den TQ-Wert beschrieben. Die Regenhochwasser werden anschließend nach der Größe des TQ-Werts geordnet und in drei Gruppen aufgeteilt. Beim Pegel Tannenberg ist zu berücksichtigen, dass das Hochwasser 2002 einen großen Einfluss auf die lineare Regression und das Bestimmtheitsmaß hat. Daher sollte zusätzlich die Einteilung der Gruppen ohne dieses Ereignis erfolgen. In diesem Fall ändert sich die Gruppenzuteilung dadurch jedoch nicht. Es ergeben sich 54 Hochwasser des Typs R1, 66 Hochwasser des Typs R2 und 30 Hochwasser des Typs R3 (Bild 33). Gemäß der Typisierung von FISCHER et al. (2019) werden die R1-Hochwasser mit Starkregen assoziiert, während die R2-Hochwasser mit Dauerregen assoziiert werden und die R3-Hochwasser mit mehreren aufeinanderfolgenden Regenereignissen über einen längeren Zeitraum.

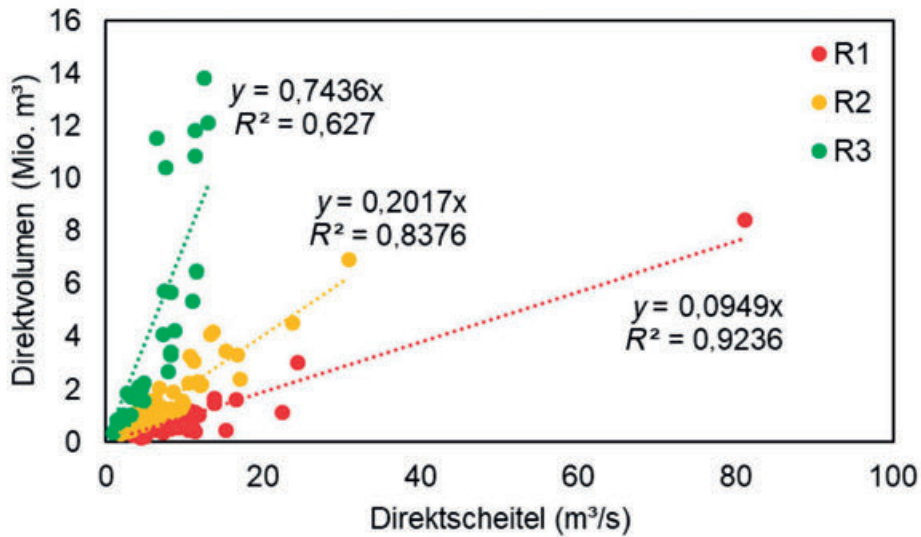


Bild 33: Unterteilung der Regenhochwasser anhand des TQ-Werts mittels linearer Regression für den Pegel Tannenber/Zschopau

Auch die schneebeeinflussten Hochwasser werden weiter unterteilt in zwei Typen. Dazu wird der kMeans Cluster-Algorithmus angewendet (Bild 34). Die zwei resultierenden Cluster werden dann zwei Typen zugeordnet: das Cluster mit vergleichsweise hohen Niederschlagssummen und geringen Schneeschmelzsummen wird dem Typ S1 (Regen-auf-Schnee-Hochwasser) zugeordnet, das Cluster mit generell hohen Schneeschmelzsumme und vergleichsweise kleinen Niederschlagssummen dem Typ S2 (Schneeschmelzhochwasser).

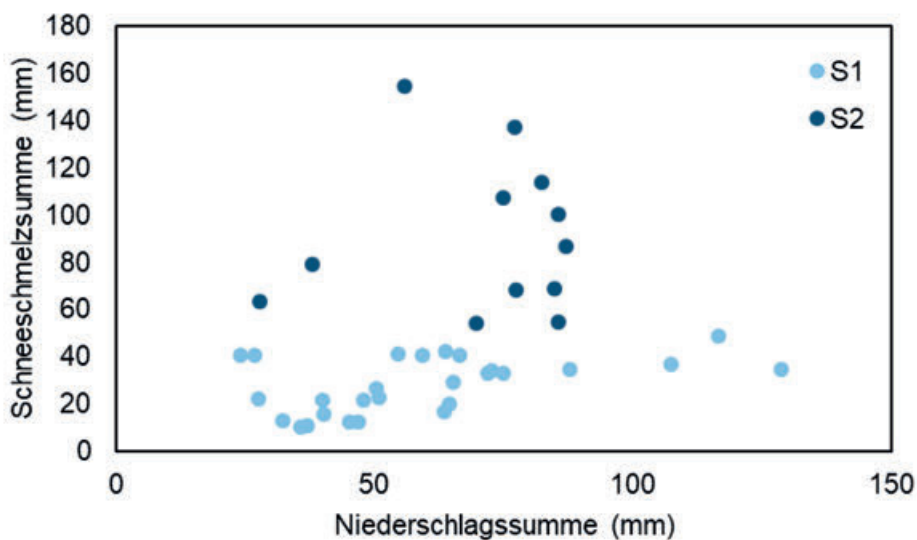


Bild 34: kMeans Clustering zur Unterteilung der schneebeeinflussten Hochwasser am Pegel Tannenber/Zschopau

Die nun vorliegenden fünf Hochwassertypen werden im nächsten Schritt statistisch analysiert (siehe 6.2.2 des Merkblatts DWA-M 552). Für jeden Hochwassertyp liegen mehr als zehn Ereignisse vor, daher werden alle fünf Typen in der Statistik berücksichtigt. Dazu ist zunächst ein typspezifischer Schwellenwert zu definieren. Durch Multiplikation der Häufigkeiten pro Monat mit dem zugehörigen mittleren Abfluss pro Monat und der Aufsummierung des Dreifachen dieser Größen wird ein typspezifischer Schwellenwert erhalten. Für R1 ist dies $u_1 = 4,077$, für R2 $u_2 = 4,665$, für R3 $u_3 = 5,451$, für S1 $u_4 = 5,647$ und für S2 $u_5 = 6,262$.

Durch diese Schwellenwerte wird im Endeffekt jede Stichprobe eines Typs als partielle Serie betrachtet mit Schwellenwert $u_j, j = 1, \dots, 5$ und Hochwasserscheiteln über diesen Schwellenwerten. Für diese partiellen Serien wird nun analog zu 3.3 die Generalisierte Pareto-Verteilung mittels L-Momenten angepasst sowie das Poisson-Modell bestimmt. Die Parameter sind in Tabelle 26 gegeben.

Tabelle 26: Parameter der GPD-, der Poisson- der GEV-Verteilung für jeden Hochwassertyp für den Pegel Tannenberg/Zschopau

Typ	κ_j	β_j	u_j	λ_j	ξ_j	σ_j	μ_j
R1	0,0951	6,398	4,077	0,964	-0,472	2,713	7,231
R2	-0,081	5,837	4,665	1,018	-0,256	2,829	6,691
R3	-0,850	8,109	5,451	0,375	0,187	3,382	6,708
S1	-0,373	7,542	5,647	0,411	0,111	4,021	8,266
S2	-0,467	17,176	6,262	0,196	0,013	7,527	12,619

Mit den Parametern der GPD-Verteilung (κ_j, β_j und u_j) sowie der Poisson-Verteilung (λ_j) können nun für jeden Hochwassertypen Hochwasserquantile für gegebene Jährlichkeiten bestimmt werden (siehe 3.3). Diese unterscheiden sich teils erheblich zwischen den Hochwassertypen (Tabelle 27). So schwankt das $HQ(100)$ zwischen $14,7 \text{ m}^3/\text{s}$ und $44,5 \text{ m}^3/\text{s}$. Der Hochwassertyp R1 liefert dabei die größten Quantile für Jährlichkeiten ab 5 Jahren. Ein Hochwasserquantil für den Hochwassertyp S2 konnte für die Jährlichkeit von 2 Jahren nicht berechnet werden, da in diesem Bereich die Berechnung aufgrund der Parameter der Verteilung nicht möglich war.

Tabelle 27: Hochwasserquantile (in m^3/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Tannenberg/Zschopau

Typ	2	5	10	20	25	50	100	200
R1	8,8	17,0	23,0	29,1	31,1	37,6	44,5	51,9
R2	9,0	15,0	18,6	21,9	22,9	25,9	28,7	31,3
R3	3,4	10,6	12,7	13,7	13,9	14,4	14,7	14,8
S1	4,5	11,9	15,3	17,8	18,5	20,2	21,5	22,5
S2		10,5	20,1	26,6	28,3	32,4	35,4	37,5

Zusätzlich zu den einzelnen typspezifischen Quantilen werden auch Quantile gemeinsam für alle Hochwassertypen bestimmt. Nur so kann eine Aussage über das gesamte Hochwasserregime getroffen werden. Dazu wird das typbasierte Mischungsmodell partieller Serien (TMPS) verwendet. Neben den bereits ermittelten Parametern der GPD-Verteilung wird für jeden Typ auch noch die Überschreitungswahrscheinlichkeit des Schwellenwerts u_j benötigt. Diese wird ermittelt, indem eine GEV-Verteilung mittels L-Momenten an die gesamte Stichprobe von Hochwassern eines Typs (also Ereignisse mit Scheiteln über und unter dem Schwellenwert) angepasst wird. Die resultierenden Parameter ξ_j, σ_j und u_j finden sich ebenfalls in Tabelle 26.

Die Verteilung des TMPS-Modells ergibt sich dann aus

$$H(x) = \prod_{j=1}^5 (G_j(x; \theta_j, u_j) \cdot (1 - F_j(u_j)) + F_j(u_j))$$

$$= \prod_{j=1}^5 \left(\left(1 - \left(1 + \kappa_j \cdot \left(\frac{x - u_j}{\beta_j} \right)^{\frac{-1}{\kappa_j}} \right) \right) \cdot \left(1 - \exp \left(- \left(1 + \zeta_j \cdot \frac{u_j - \mu_j}{\sigma_j} \right)^{\frac{1}{\zeta_j}} \right) \right) + \exp \left(- \left(1 + \zeta_j \cdot \frac{u_j - \mu_j}{\sigma_j} \right)^{\frac{1}{\zeta_j}} \right) \right)$$

Mittels $H(x)$ können Wahrscheinlichkeiten für gegebene Hochwasserscheitel x berechnet werden. Ein analytischer Ausdruck für die Quantilsfunktion, also die Inverse von $H(x)$, existiert nicht. Daher müssen, analog zur saisonalen Statistik, die Hochwasserquantile durch eine numerische Optimierung auf Basis von H berechnet werden (Tabelle 28).

Tabelle 28: Hochwasserquantile (in m^3/s) für verschiedene Jährlichkeiten berechnet mittels der partiellen Serien für jeden Hochwassertyp für den Pegel Tannenberg/Zschopau

	2	5	10	20	25	50	100	200
TMPS	18,9	26,9	31,7	35,3	36,3	39,1	41,8	48,1

Die einzelnen Verteilungen sind noch einmal zusammengefasst in Bild 35 dargestellt. Es ist sehr deutlich zu sehen, dass sich die Verteilung der Starkregen-Hochwasser (R1) stark von den übrigen Typ-Verteilungen abhebt, ab einer Jährlichkeit von ca. 20 Jahren. Für ein $HQ(100)$ würde sich mit dieser Verteilung ein Wert von $45 m^3/s$ ergeben. Dieser liegt sehr nahe an dem $HQ(100)$, welcher mit der TMPS-Verteilung ermittelt wurde, was darin begründet liegt, dass das TMPS-Modell im rechten Rand sehr stark durch diesen Hochwassertyp geprägt wird. Mit 28 % liefert dieser Hochwassertyp auch die meisten Hochwasserereignisse am Pegel. Die übrigen Hochwassertypen liefern hingegen deutlich kleinere Werte für das $HQ(100)$.

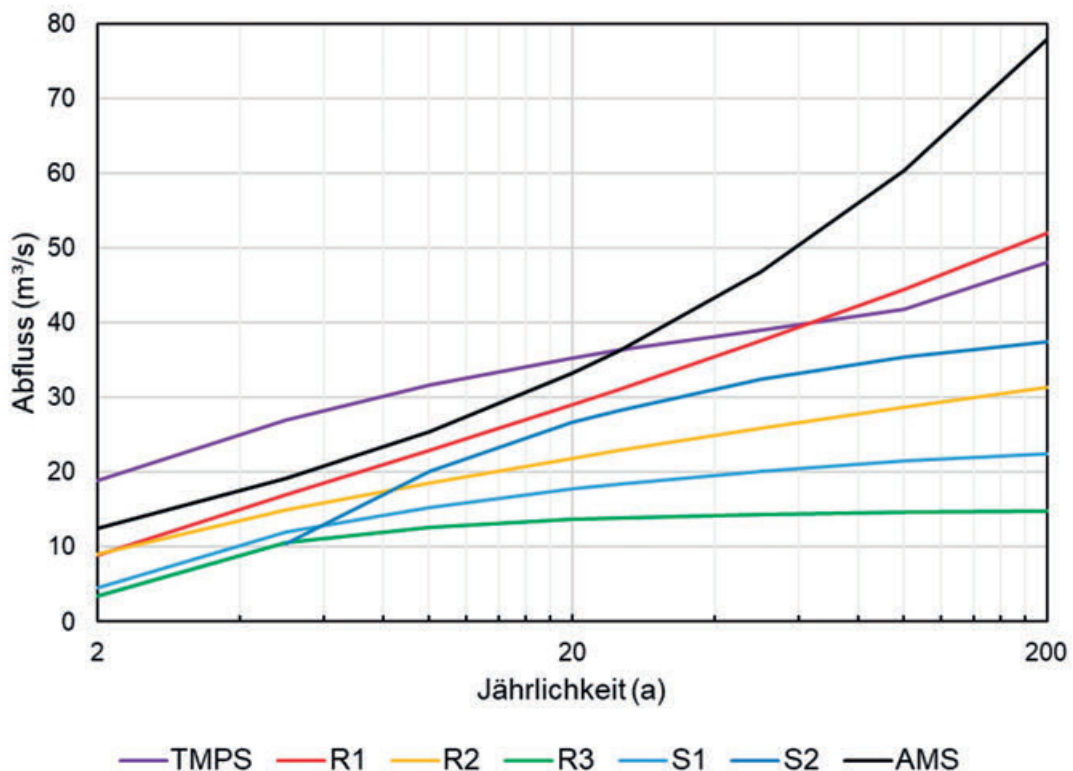


Bild 35: TMPS-Mischungsmodell und Typverteilungen sowie Verteilung der Jahreshöchstabflüsse (AMS, GEV mit L-Momenten) für den Pegel Tannenberg/Zschopau

3.6 Zeitliche Informationserweiterung

Für den Pegel Tannenberg stehen keine Informationen zu historischen Hochwassern zur Verfügung. Es kann keine zeitliche Informationserweiterung durchgeführt werden.

3.7 Zusammenfassung und Vergleich der Ergebnisse

Die in diesem Abschnitt vorgestellten Verfahren liefern unterschiedliche Werte(bereiche) für das $HQ(100)$ (Tabelle 29). Diese sind nicht eindeutig und charakterisieren die Unsicherheit der Schätzung hinsichtlich Datenverfügbarkeit und Methodik. Insbesondere der Einfluss des außergewöhnlichen Hochwassers im Jahr 2002, welches mehr als doppelt so groß wie die übrigen beobachteten Ereignisse ist, auf die Berechnung der Hochwasserquantile ist zu berücksichtigen. Bei der Berechnung mittels der Jahreshöchstablüsse mit der zusätzlich eher kleinen Beobachtungslänge von 56 Jahren ist der Einfluss dieses einen Werts kritisch zu sehen. Durch Erweiterung der Datenbasis, zum Beispiel über die partielle Serie oder die kausale Informationserweiterung, sinkt der Einfluss dieses Ereignisses erheblich und auch die ermittelten Werte für das $HQ(100)$ sinken. Auf der anderen Seite sind die Ergebnisse der Informationserweiterung mit größerer Unsicherheit behaftet. Die im Merkblatt DWA-M 552 vorgeschlagenen verschiedene Kriterien zur Bewertung der Verfahren helfen dabei, die einzelnen Verfahren einzuordnen, welche die Grundlage für eine Festlegung des Wertebereichs des $HQ(100)$ bieten. In den einzelnen Abschnitten wurden die Unsicherheiten bereits im Detail diskutiert. Die kausale Informationserweiterung hingegen weist generell eine hohe Güte auf, da gezielt hydrologisch relevante Informationen in die Statistik eingeflossen sind. Zudem war die Datenbasis ausreichend groß. Die Berücksichtigung der historischen Hochwasser zur Einordnung der großen Hochwasser war für diesen Pegel aufgrund der fehlenden historischen Daten nicht möglich.

Insgesamt wird daher für das $HQ(100)$ am Pegel Tannenberg/Zschopau ein Wertebereich von $40 \text{ m}^3/\text{s}$ bis $60 \text{ m}^3/\text{s}$ festgelegt.

Tabelle 29: Einschätzung des Hochwasserverhaltens (Ergebnisspektrum) nach unterschiedlichen Methoden für den Pegel Tannenberg/Zschopau ($A_E = 91,1 \text{ km}^2$). IE bedeutet Informationserweiterung.

Typ der Information	Daten und Methoden	$HQ(100)$ (m^3/s)	Kommentare
Statistik	AMS Partielle Serie (verschiedene Parameterschätzverfahren und Verteilungsfunktionen)	48 – 61	Mittlere Güte
		42 – 48	Mittlere Güte
Zeitliche IE	-	-	
Kausale IE	Saisonale Statistik Typbasierte Statistik	57	Mittlere Güte
		42	Hohe Güte
Räumliche IE	Abflussdiagramm Regionalisierung	-	Geringe Güte
		-	Geringe Güte
Kombination		40 – 60	

Quellen und Literaturhinweise

Technische Regeln

DWA-Regelwerk

DWA-M 552 (März 2025): Stochastische und deterministische Wege zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten. Merkblatt

Literatur

BÜHLER, P.; FISCHER, S. (2021): FloodR. Online unter (zuletzt abgerufen am 19.12.2024): <https://rdr.io/github/PhilippBuehler/FloodR/>

CORNES, R.; VAN DER SCHRIER, G.; VAN DEN BESSELAAR, E.J.M.; JONES, P.D. (2018): An Ensemble Version of the E-OBS Temperature and Precipitation Datasets. In: Journal of Geophysical Research: Atmospheres, 123

DVWK (1982): Arbeitsanleitung zur Anwendung von NA-Modellen in kleinen Einzugsgebieten

FARAWAY, J.; MARSAGLIA, G.; MARSAGLIA, J.; BADDELEY, A. (2021): goftest: Classical Goodness-of-Fit Tests for Univariate Distributions. R package version 1.2-3. Online unter (zuletzt abgerufen am 19.12.2024): <https://CRAN.R-project.org/package=goftest>

FISCHER, S.; SCHUMANN, A.H. (2021): Regionalisation of flood frequencies based on flood type-specific mixture distributions. In: Journal of Hydrology X, 2021, 13. Jg., p. 100107

FISCHER, S.; SCHUMANN, A.; BÜHLER, P. (2021): A statistics-based flood event separation. In: Journal of Hydrology X, 10, 29, 100070

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

HOWARD, C. (1996): Revisiting the degree-day method for snowmelt computations – Discussion. In: Water Resources Bulletin, 32, pp. 411–413

LUDWIG, R.; WOOD, R.R.; WILLKOFER, F.; VON TRENTINI, F.; MITTERMEIER, M.; BÖHNISCH, A.; POSCHLOD, B. (2019): ClimEx. Klimawandel und Extremereignisse. Risiken und Perspektiven für die bayerische Wasserwirtschaft. Abschlussbericht

MCLEOD, A. I. (2022): Kendall: Kendall Rank Correlation and Mann-Kendall Trend Test. R package version 2.2.1. Online unter (zuletzt abgerufen am 19.12.2024): <https://CRAN.R-project.org/package=Kendall>

POHLERT, T. (2020): trend: Non-Parametric Trend Tests and Change-Point Detection. R package version 1.1.4. Online unter (zuletzt abgerufen am 19.12.2024): <https://CRAN.R-project.org/package=trend>

R CORE TEAM (2022): R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Online unter (zuletzt abgerufen am 19.12.2024): <https://www.R-project.org/>

WUERTZ, D.; SETZ, T.; CHALABI, Y. (2022): fExtremes: Rmetrics – Modelling Extreme Events in Finance. R package version 4021.83. Online unter (zuletzt abgerufen am 19.12.2024): <https://CRAN.R-project.org/package=fExtremes>

Bezugsquellen

DWA-Publikationen:
Deutsche Vereinigung für Wasserwirtschaft,
Abwasser und Abfall e. V., Hennef
www.dwa.de

Merkblatt DWA-M 552

Stochastische und deterministische Wege zur Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten

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.

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.

In diesem 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 Ihnen dieses Merkblatt neue Ansätze zur Ermittlung der Hochwasserwahrscheinlichkeiten und bildet einen Baustein für das Hochwasser- und Starkregenrisiko-Management.



März 2025, 110 Seiten, A4



Kombipaket Hochwasserwahrscheinlichkeiten

Inhalt:

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

Als E-Book zum Paketpreis erhältlich

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

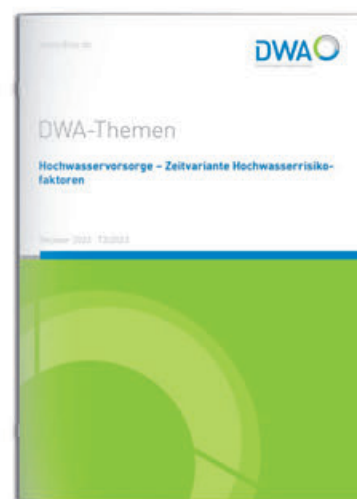


DWA-Themen T3/2023

Hochwasservorsorge – Zeitvariante Hochwasserrisikofaktoren

Dieser Themenband zeigt die wesentlichen Faktoren auf, die in ihrem Zusammenwirken die Schäden von Überflutungsereignissen potenzieren können. Es wird aufgezeigt, wie diese Faktoren und daraus resultierende Gefahren in Bezug auf die monetären Auswirkungen und als Grundlage für eine Kosten-Nutzen-Betrachtung methodisch berücksichtigt werden können. Der Themenband soll zur Diskussion anregen und bietet Struktur und Handwerkszeug für eine nachhaltige Entwicklung an.

Der Themenband richtet sich an alle Institutionen (Bund, Land, Verbände, Kommunen), Ingenieurbüros und Versicherungen, die mit der Thematik „Hochwasser“ befasst sind.



Oktober 2023, 98 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 Verein 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



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

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

www.dwa.info/software



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.

ISBN: 978-3-96862-801-1 (Print)
978-3-96862-802-8 (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 | www.dwa.de