

Schumann, Andreas

Welche Jährlichkeit hat das extreme Hochwasser, wenn es als Vielfaches des HQ_{100} abgeschätzt wird?

What is the return period of an extreme flood event if it is estimated to be many times higher than the HQ_{100} ?

Die Hochwasserrichtlinie der EU fordert die Beurteilung der Hochwasserrisiken für verschiedene Belastungsszenarien. Diese werden durch die niedrige, mittlere und hohe Wahrscheinlichkeit gekennzeichnet, wobei quantitative Angaben zu diesen Wahrscheinlichkeiten fehlen. Während in Deutschland weitgehend Konsens besteht, das 100-jährliche Hochwasser HQ_{100} als Ereignis mittlerer Wahrscheinlichkeit zu verwenden, gibt es in den einzelnen Bundesländern den Ansatz, das extreme Hochwasser, d.h. das Ereignis niedriger Wahrscheinlichkeit, als Vielfaches des HQ_{100} zu ermitteln. In diesem Beitrag wird die Frage der statistischen Einordnung eines derart skalierten Hochwasserscheitels diskutiert.

Schlagwörter: Extremes Hochwasser, Hochwasserwahrscheinlichkeit, HQ_{100} , Jährlichkeiten

The EU Floods Directive requires the assessment of flood risks for different exposure scenarios. These are characterized by low, medium and high probabilities. A quantitative characterization of the flood probabilities of these categories is lacking. A wide consensus exists in Germany to use a flood with a return period of 100 years as a medium-probability event. In several Federal States approaches exist to ascertain the extreme flood event, i.e. the low-probability event, as a multiple of this HQ_{100} . In this paper the question of statistical classification of the results of such an approach are discussed.

Keywords: Extreme flood event, flood probability, HQ_{100} , return period

1 Einleitung

Mit der Richtlinie 2007/60/EG gibt die Europäische Union einen Rahmen für die Bewertung und das Management von Hochwasserrisiken vor (EU 2007). Obwohl das Hochwasserrisiko im Kapitel 1 (Allgemeine Bestimmungen) der Richtlinie als „Kombination der Wahrscheinlichkeit des Eintritts eines Hochwasserereignisses und der hochwasserbedingten potenziellen nachteiligen Folgen“ definiert wird, werden die zu verwendenden hydrologischen Belastungsszenarien nicht über konkrete Wahrscheinlichkeitsangaben spezifiziert. Die zu betrachtenden Hochwasser werden in Kapitel 3 qualitativ charakterisiert: Hochwasser mit niedriger Wahrscheinlichkeit, Hochwasser mit mittlerer Wahrscheinlichkeit (voraussichtliches Wiederkehrintervall ≥ 100 Jahre) und gegebenenfalls Hochwasser mit hoher Wahrscheinlichkeit.

In Umsetzung der Hochwasserrichtlinie empfiehlt die LAWA die Verwendung der 10-jährlichen und 100-jährlichen Ereignisse sowie ein Extremereignis HQ_{Extrem} , das „deutlich seltener als alle 100 Jahre“ auftritt (LAWA 2010). In verschiedenen Bundesländern wird dieses Ereignis als ein Vielfaches eines HQ_{100} definiert. Der Skalierungsfaktor wird dabei mit 1,3 oder 1,4 angenommen. Ein derartiges Extremereignis erfüllt die Vorgabe der EU, da seine Wahrscheinlichkeit zwangsläufig niedriger als die des Hochwassers mittlerer Wahrscheinlichkeit (HQ_{100}) ist. Berücksichtigt man jedoch, dass dieses Hochwasserszenarium zur Abschätzung einer Gefährdung dient (auf der Grundlage dieser Vorgabe werden Gefahrenkarten ermittelt), so sollte der Zusammenhang zwischen Gefährdung und Wahrscheinlichkeit berücksichtigt werden. Die Gefährdung durch ein Hochwasser wird durch das hydrologische Risiko charakterisiert (MERZ 2006). Dieses hydrologische Risiko wird nach CHOW et al. (1988) durch die Wahrscheinlichkeit charakterisiert, dass innerhalb eines bestimmten Zeitraumes von n-Jahren mindestens ein Abfluss Q über dem betrachteten HQ -Wert auftritt.

Da die Überschreitungswahrscheinlichkeit $P(Q > HQ) = 1/T$ ist, ergibt sich dieses hydrologische Risiko R zu

$$R = 1 - \left(1 - \frac{1}{T}\right)^n \quad (1)$$

Nimmt man z.B. den Bezugszeitraum mit $n = 30$ Jahre an, so ergibt sich dieses Risiko für $T = 500a$ zu 0,0583; bei $T = 1000a$ zu 0,0296 und bei $T = 1500a$ zu 0,0198. Bei längerem Betrachtungszeitraum verstärken sich diese Unterschiede. Das berücksichtigte hydrologische Risiko ist bei Betrachtung eines Hochwassers der Jährlichkeit $T = 500a$ etwa doppelt so groß wie bei Verwendung der Jährlichkeit $T = 1000a$ und fast dreimal so groß wie bei Berücksichtigung der Jährlichkeit von $T = 1500a$, wenn man Zeiträume von $n = 30$ bis 100 Jahre betrachtet. Versucht man, unter diesen Gesichtspunkten die Wahrscheinlichkeit eines linear ex-trapolierten Hochwasserabflusses auf statistischem Wege zu ermitteln, so ergibt sich ein breites Spektrum von Ergebnissen. Die hierfür maßgebenden Zusammenhänge werden hier zunächst in Kapitel 2 dargestellt, bevor eine derartige Abschätzung für etwa 750 Pegel aus Bayern, Niedersachsen, Sachsen und Thüringen erfolgt. Da sich je nach verwendeter hochwasserstatistischer Verteilungsfunktion unterschiedliche Jährlichkeiten für ein derart skaliertes HQ_{100} ergeben, wurden exemplarisch die Extremwertverteilung Typ 1 (Gumbel-Verteilung) und die Pearson-III-Verteilung angewandt, da für beide Verteilungen einfach invertierbare Verteilungsfunktionen vorliegen. Als Parameterschätzverfahren wurde einheitlich die Momentenmethode genutzt. In Kapitel 2 wird zunächst die Methodik zur Abschätzung der Jährlichkeiten des HQ_{Extrem} dargestellt, in Kapitel 3 sind die Ergebnisse zusammengefasst und in Kapitel 4 sind einige Schlussfolgerungen aufgeführt. Die verwendete Datengrundlage wurde bereits bei der Ableitung von Bemessungsabflüssen kleiner Unterschreitungswahrscheinlichkeiten (KLEEBERG & SCHUMANN 2001) genutzt. Die einzelnen Reihen wurden nicht aktualisiert, da hier die generellen Zusammenhänge anhand der Betrachtung vieler Pegel erläutert werden sollen ohne dabei spezifisch auf einzelne Standorte und Reihen einzugehen.

2 Methodik zur Abschätzung der Jährlichkeiten eines HQ_{Extrem}

In der Statistik wird häufig eine normierte Form der Zufallsvariablen x verwendet:

$$k = \frac{x - \bar{x}}{s(x)} \quad (2)$$

Diese normierte Variable steht in folgender Relation zur Überschreitungswahrscheinlichkeit und damit zum Wiederkehrintervall:

$$P\left(\frac{x - \bar{x}}{s(x)} > k\right) = 1 - F(k) = \frac{1}{T} \quad (3)$$

Daraus folgt die einfache Beziehung zur Ermittlung der Quantile $x(T)$:

$$x(T) = \bar{x} + s(x) \cdot k(T) \quad (4)$$

In der üblichen hydrologischen Schreibweise lautet Gleichung (4)

$$HQ(T) = MHQ + s_{HQ} \cdot k_T \quad (5)$$

Der Faktor k_T hängt von der verwendeten Verteilungsfunktion ab:

- für die Gumbel-Verteilung ergeben sich die k_T -Werte nach der Momentenmethode zu

$$k_T = -\frac{\sqrt{6}}{\pi} \left(\gamma + \ln \ln \frac{T}{T-1} \right) \quad \text{mit} \quad \gamma = 0,5772 \quad (6)$$

- für die Pearson-III-Verteilung gilt näherungsweise (DWA 2012):

$$k_T = \frac{2}{c_s} \left\{ \left[1 - \left(\frac{c_s}{6} \right)^2 + \frac{c_s}{6} \cdot \phi^{-1}(P_u) \right]^3 - 1 \right\} \quad (7)$$

mit c_s : Schiefekoeffizient

$$c_s = \frac{n \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(n-1)(n-2) s^3(x)} \quad (8)$$

und ϕ^{-1} der Umkehrfunktion der normierten Normalverteilung.

Wenn ein Faktor y verwendet werden soll, um das extreme Hochwasser linear über das HQ_{100} zu definieren, ergibt sich aus Gl. (4) (KLEEBERG & SCHUMANN 2001, SEUS 1993):

$$HQ_{100} = MHQ + s_{HQ} \cdot k_{100} \quad (9)$$

$$HQ_{Extrem} = y \cdot HQ_{100} = y \cdot MHQ + y \cdot s_{HQ} \cdot k_{100} \quad (10)$$

Da gleichzeitig gilt

$$HQ_{Extrem} = MHQ + s_{HQ} \cdot k_y \quad (11)$$

kann der Faktor k_y aus folgender Beziehung abgeleitet werden:

$$k_y = (y-1) \cdot \frac{MHQ}{s_{HQ}} + y \cdot k_{100} \quad (12)$$

Unter Verwendung des Variationskoeffizienten $c_v = \frac{s_{HQ}}{MHQ}$ ergibt sich somit

$$k_y = \frac{(y-1)}{c_v} + y \cdot k_{100} \quad (13)$$

Um die gesuchte Jährlichkeit zu ermitteln, kann man die Gleichungen (6) und (7) umstellen, um so die Unterschreitungswahrscheinlichkeiten P_u abzuschätzen. Besonders einfach ist dies für die Gumbel-Verteilung, da sich dort der Wert k_{100} als Konstante ($k_{100} = 3,137$) ergibt. Berechnet man k_y aus Gl. (12), so folgt daraus:

$$P_u = \exp\left(-\exp\left(-k_y \frac{\pi}{\sqrt{6}} - \gamma\right)\right) \quad \text{und} \quad (14)$$

$$T = \frac{1}{1 - P_u} \quad (15)$$

Die Jährlichkeit des HQ_{Extrem} hängt bei der Gumbel-Verteilung somit nur vom Variationskoeffizienten (d.h. vom Mittelwert MHQ und der Standardabweichung s_{HQ}) sowie dem gewählten Faktor y ab.

Etwas komplizierter ist die Ermittlung der Unterschreitungswahrscheinlichkeit für die Pearson-III-Verteilung. Gl. (13) gilt in gleicher Weise, der Wert von k_{100} ergibt sich jedoch nach Gl. (7) in Abhängigkeit von der Schiefe. Für P_u ist in Gl. (7) $P_u = 0,99$ einzusetzen, d.h. $\phi^{-1}(P_u) = 2,326$. Wenn k_y in Abhängigkeit von k_{100} und damit abhängig von der Schiefe, dem Mittelwert und der Standardabweichung nach Gl. (13) berechnet wurde, ergibt sich die Unterschreitungswahrscheinlichkeit aus Gl. (7) aus dem Quantil der normierten Normalverteilung zu

$$P_u = \Phi\left(\left(\sqrt[3]{c_s} \frac{k_y}{2} + 1 - 1 + \frac{c_s^2}{6}\right) \cdot \frac{6}{c_s}\right) \quad (16)$$

mit $\Phi(x)$ normierte Normalverteilung $N(0,1)$.

Die Jährlichkeit ergibt sich wiederum aus Gl. (15).

3 Ermittlung der Jährlichkeiten bei Annahme von Skalierungsfaktoren $y = 1,3$ und $y = 1,4$

Für 748 Pegel wurden mit den oben dargestellten Beziehungen die Jährlichkeiten eines HQ_{Extrem} mit der Gumbel- und der Pearson-III-Verteilung ermittelt. Für die betrachteten Pegel wurden folgende Prämissen vorgegeben:

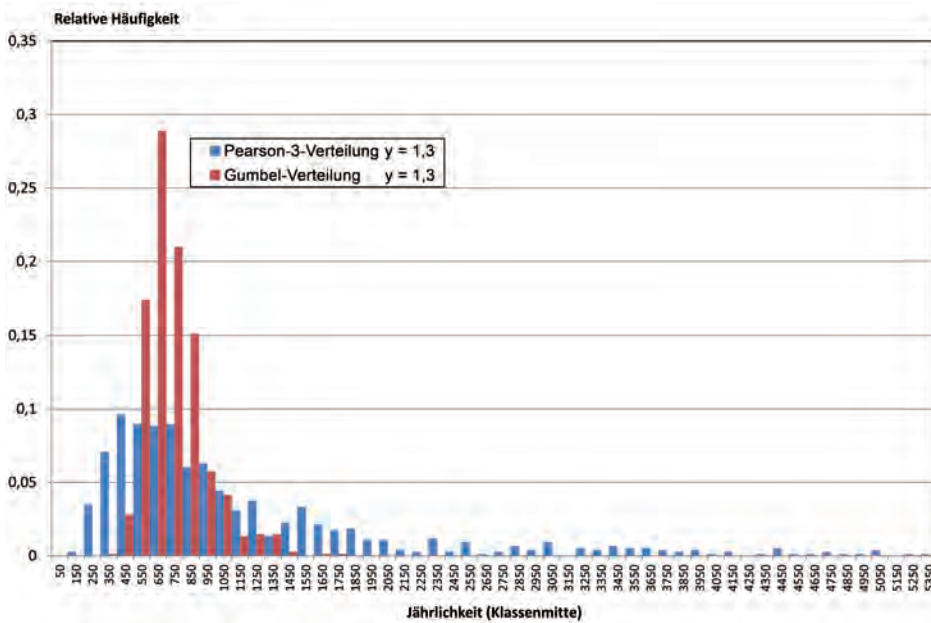
Betrachtet wurden nur Einzugsgebiete bis maximal 20.000 km² Fläche mit mindestens 25 Beobachtungsjahren und positiven Schiefewerten. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengefasst.

Im Mittel ergibt sich für ein HQ_{Extrem} , das als 1,3-facher Wert des HQ_{100} angenommen wird, bei Verwendung der Gumbel-Verteilung eine Jährlichkeit von 743 Jahren, bei Anwendung der Pearson-III-Verteilung dagegen von 1.318 Jahren. Der Faktor 1,4, d.h. eine Erhöhung des HQ_{Extrem} um ca. 8 %, bewirkt eine drastische Erhöhung der Jährlichkeiten auf im Mittel 1.471 Jahre (Gumbel-Verteilung) bzw. 4.151 Jahre (Pearson-III-Verteilung). Da sich bei ungünstigen Kombinationen der aus der Stichprobe abgeleiteten Momente einige sehr hohe Jährlichkeiten und rechtsschiefe Häufigkeitsverteilungen ergeben, sind Quantilbetrachtungen

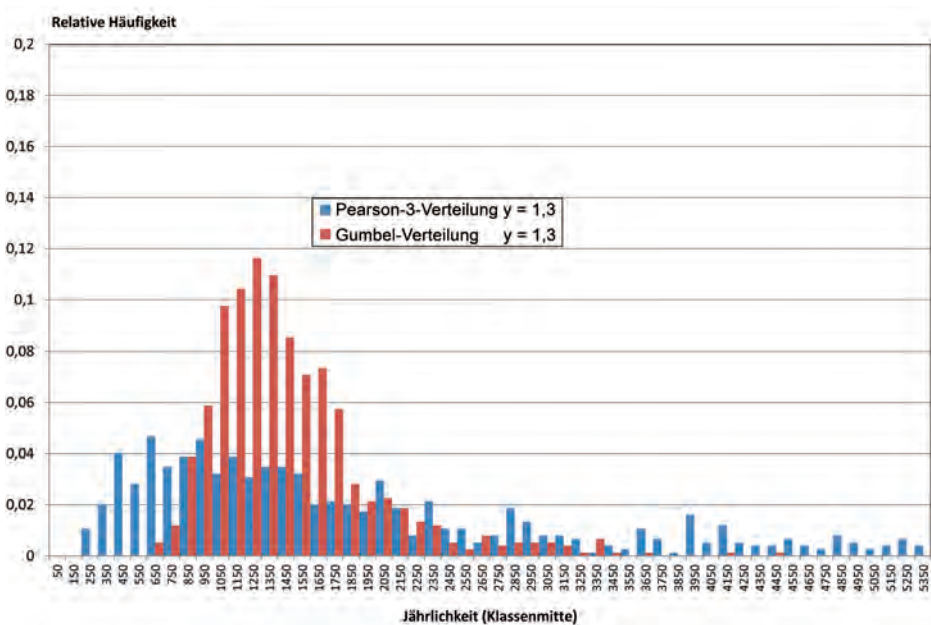
Tabelle 1

Jährlichkeiten des HQ_{Extrem} für 748 Pegel bei Berechnung des $HQ_{\text{Extrem}} = y \cdot HQ_{100}$
 Return periods of extreme floods derived from a multiple y of the 100-years flood for 748 gauges

	T(Gumbel, $y = 1,3$)	T(Pearson, $y = 1,3$)	T(Gumbel, $y = 1,4$)	T(Pearson, $y = 1,4$)
5 %-Perzentil	517	309	896	445
Unteres Quartil	618	549	1.136	965
Median	704	846	1.350	1.754
Oberes Quartil	822	1.514	1.660	3.967
95 %-Perzentil	1.091	4.122	2.422	17.008
Mittelwert	743	1.318	1.471	4.151

**Abbildung 1**

Histogramm der Jährlichkeiten eines $HQ_{\text{Extrem}} = 1,3 \cdot HQ_{100}$
 Histogram of return periods of extreme floods derived from 1.3 times the 100-years flood

**Abbildung 2**

Histogramm der Jährlichkeiten eines $HQ_{\text{Extrem}} = 1,4 \cdot HQ_{100}$
 Histogram of return periods of extreme floods derived from 1.4 times the 100-years flood

aussagekräftiger als Mittelwerte. Aus den Histogrammen in Abbildung 1 und Abbildung 2 wird die wesentlich größere Streuung der Jährlichkeiten eines HQ_{Extrem} bei Verwendung von 3-parametrischen Verteilungsfunktionen ersichtlich. Liegen bei Anwendung der Gumbel-Verteilung 50 % aller ermittelten Jährlichkeiten im Bereich von 618 bis 822 Jahren, falls das HQ_{Extrem} als das 1,3-Fache des HQ_{100} angesehen wird, erhöht sich diese Spannweite auf 550 bis 1.500 Jahre bei Anwendung der 3-parametrischen Pearson-III-Verteilung.

Generell ergibt sich die Jährlichkeit des HQ_{Extrem} in Abhängigkeit von den statistischen Eigenschaften der jeweiligen Beobachtungsreihe. Bei Verwendung der Gumbel-Verteilung bewirken zunehmende Werte des Variationskoeffizienten nach Gl. (13) und (14) eine exponentielle Abnahme der Jährlichkeit (Abb. 3).

Auch bei der 3-parametrischen Pearson-III-Verteilung nehmen die Jährlichkeiten mit dem Variationskoeffizienten ab. Allerdings hat hier zusätzlich die Schiefe, aus der sich die Krümmung der Verteilungsfunktion ergibt, einen großen Einfluss (Abb. 4).

4 Schlussfolgerungen

Eine lineare Extrapolation des HQ_{100} -Wertes ist mit der statistischen Analyse der Hochwasserabflüsse nicht vereinbar. Wenn im Ergebnis regionaler Abschätzungen von Hochwasserwahrscheinlichkeiten (z.B. durch Hochwasserlängsschnitte, Ansatzpunkte hierfür zeigt das DWA-Merkblatt

M552 auf) eine derartige Festlegung erfolgt, so beinhaltet die Annahme des Skalierungsfaktors γ eine (latente) Jährlichkeitsvorgabe. Dass ein derartiger Faktor für extremwertstatistisch unterschiedliche Regionen eines Bundeslandes in gleicher Art und Weise gilt, ist nach den Erfahrungen hochwasserstatistischer Regionalisierungen (z.B. MERZ & BLÖSCHL 2005) sehr unwahrscheinlich.

Generell sind Extremszenarien, die sich aus ungünstigen Kombinationen seltener Hochwasserereignisse und Abflussbeeinträchtigungen baulicher oder sonstiger Art (wie beispielsweise Bauwerksversagen, Verklausung u.Ä.) ergeben (LAWA 2010), nicht oder nur mit komplexen Analysen und unter vielfältigen Annahmen mit Wahrscheinlichkeitsaussagen zu versehen. Die Abschätzung der anzunehmenden extremen hydrologischen Belastung sollte dabei nicht auf der Grundlage der Skalierung der HQ_{100} -Abflüsse erfolgen, da die hochwasserstatistische Wahrscheinlichkeit eines solchen Ereignisses eine große Streubreite aufweist. Mit dem heutigen Stand der hydrologischen Modelltechnik könnte alternativ eine Vielzahl von Hochwasserszenarien untersucht werden, um kritische Lastfälle zu ermitteln, die dann mit hochwasserstatistischen Verfahren, ggf. unter Verwendung multivariater Statistiken, in ihren Wahrscheinlichkeiten zu bewerten wären (SCHUMANN 2011).

5 Zusammenfassung

Die Verwendung eines einfachen Skalierungsfaktors zur Abschätzung des HQ_{Extrem} als Vielfaches des HQ_{100} erlaubt ohne eine weitergehende Berücksichtigung der statistischen Kennwerte der Reihen der Jahres-HQ-Werte keine eindeutige Zuordnung einer Jährlichkeit zu diesem Hochwasserszenarium. Standortspezifisch ergeben sich sehr unterschiedliche Wahrscheinlichkeiten und damit Risiken, wenn von einheitlichen Skalierungsfaktoren ausgegangen wird. Mit dem heutigen Stand der hydrologischen Modelltechnik kann eine Vielzahl

von Hochwasserszenarien untersucht werden, mit denen dann kritische Lastfälle mit hochwasserstatistischen Verfahren, ggf. unter Verwendung multivariater Statistiken, zur Abschätzung der Wahrscheinlichkeiten und damit der resultierenden Risiken genutzt werden können.

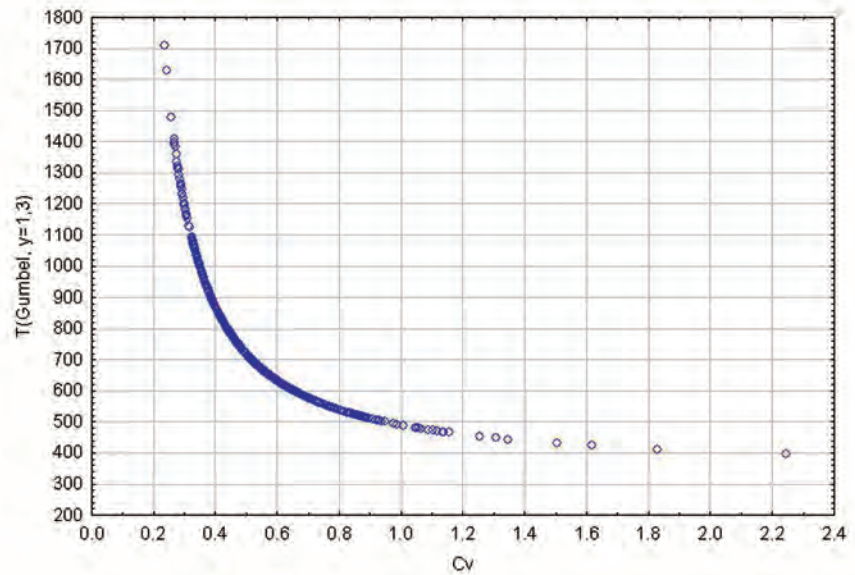


Abbildung 3
 Abhängigkeit der Jährlichkeiten eines $HQ_{Extrem} = 1,3 \cdot HQ_{100}$ vom Variationskoeffizienten bei Annahme der Gumbel-Verteilung
 Relationship between the return periods of extreme floods, which were derived from 1.3 times the 100-years flood, and the coefficient of variation under assumption of the Gumbel distribution

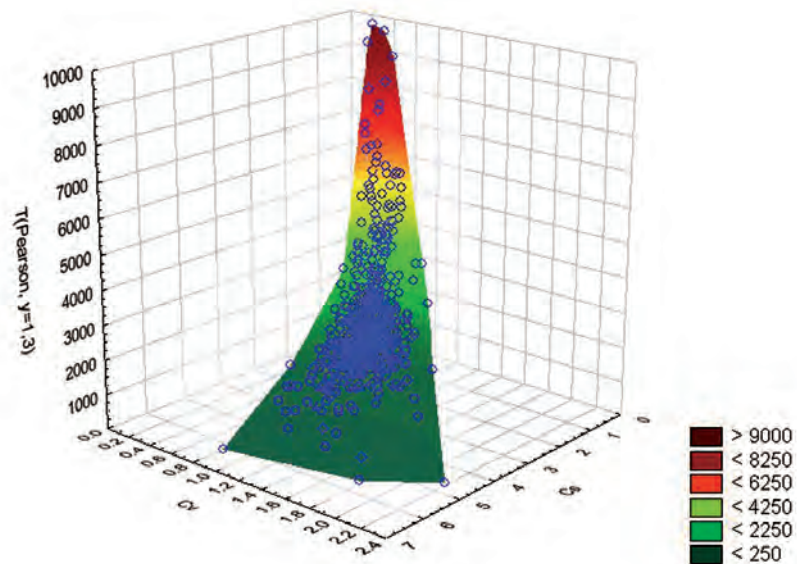


Abbildung 4
 Abhängigkeit der Jährlichkeiten eines $HQ_{Extrem} = 1,3 \cdot HQ_{100}$ vom Variations- und Schiefekoeffizienten bei Annahme der Pearson-III-Verteilung
 Relationship between the return periods of extreme floods, which were derived from 1.3 times the 100-years flood, the coefficient of variation and the skewness under assumption of the Pearson-III-distribution

Summary

Using a simple scaling factor to estimate the extreme flood scenario as a multiple of the HQ_{100} does not allow a clear assignment of a return period for this scenario without further consideration of the statistical characteristics of the flood series. Depending on the site, highly diverse probabilities and hence risks can be derived from uniform scaling factors. The current state of hydrological modelling technique allows the examination of a wide range of flood scenarios to specify critical load cases. The probability of these critical scenarios could be estimated by means of flood statistical methods, possibly using multivariate statistics.

Anschrift des Verfassers:

Prof. Dr. A. Schumann
Ruhr-Universität Bochum
Fakultät für Bau- und Umweltingenieurwissenschaften
Lehrstuhl für Hydrologie, Wasserwirtschaft und Umwelttechnik
Universitätsstraße 150, 44801 Bochum
andreas.schumann@rub.de

Literaturverzeichnis

- CHOW, V.T., D.R. MAIDMENT & L.W. MAYS (1988): Applied hydrology. – McGraw-Hill Book Company, New York
- DWA (2012): Ermittlung von Hochwasserwahrscheinlichkeiten. – Merkblatt DWA-M552, im Druck
- EU (2007): Richtlinie 2007/60/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 23. Oktober 2007 über die Bewertung und das Management von Hochwasserrisiken. – ABl. L 288 vom 6.11.2007, S. 27
- KLEEBERG, H.-B. & A.H. SCHUMANN (2001): Zur Ableitung von Bemessungsabflüssen geringer Überschreitungswahrscheinlichkeiten. – Wasserwirtschaft 91 (12), 609
- LAWA (2010): Empfehlungen zur Aufstellung von Hochwassergefahrenkarten und Hochwasserrisikokarten beschlossen auf der 139. LAWA-VV am 25./26. März 2010 in Dresden, http://www.lfu.bayern.de/wasser/hw_gefahren_risikokarten/doc/hwgefahrenkarten.pdf
- MERZ, B. (2006): Hochwasserrisiken. – E. Schweizerbart'sche Verlagsbuchhandlung, Stuttgart
- MERZ, R. & G. BLÖSCHL (2005): Flood frequency regionalisation – spatial proximity vs. catchment attributes. – J. Hydrol. 302, 283–306
- SCHUMANN, A. (Ed.) (2011): Flood Risk Assessment and Management: How to Specify Hydrological Loads, Their Consequences and Uncertainties. – Springer, Netherlands
- SEUS, G.J. (1993): Ein konsistentes Konzept der gegenseitigen Abhängigkeiten von Jahreshöchstabflüssen an einem Pegel. – Wasserwirtschaft 83 (10), 556–560