

Fehlergrenzen von Extremwerten des Wetters

Manfred Mudelsee

Zusammenfassung

Ein Großteil der gegenwärtigen wissenschaftlichen Klimadiskussion dreht sich im Prinzip um einen einzigen Fragenkomplex: ändern sich mit dem Klima auch die Verteilungen von Wettervariablen? Nimmt das „Klimarisiko“ zu? Diesen Komplex beleuchten wir mit Hilfe von statistischen Verfahren: Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (PDF) und Extremwertverteilung, Wiederkehrperiode und „Schwanzwahrscheinlichkeit“, statistische und systematische Fehler bei der Extremwertschätzung. Diese Begriffe werden illustriert mithilfe der Abflusszeitreihe der Elbe bei Dresden (1852 bis 2002).

Es zeigt sich, dass es in der empirischen Klimatologie weder gesichertes Wissen noch mathematische Beweise gibt. Stattdessen werden mit Hilfe der begrenzt vorliegenden Daten wissenschaftliche Hypothesen getestet, was eine Irrtumswahrscheinlichkeit beinhaltet, oder es werden Parameter wie die Wiederkehrperiode bestimmt, was eine entsprechende Schätz-Ungenauigkeit induziert. Eine wissenschaftliche Betrachtung von Klimaänderungen und deren Auswirkungen auf extremes Wetter einerseits, und eine rationale Entscheidungsfindung in derartigen, unsicheren Situation andererseits sind schlichtweg unmöglich, wenn es keine Anhaltspunkte zur Schätz-Ungenauigkeit gibt. Eine der wichtigsten Aufgaben in der gegenwärtigen Klimaforschung ist deshalb die Ermittlung realistischer, belastbarer Fehlergrenzen, sei es betreffend die Vergangenheit (Messungen) oder die Zukunft (Modelle).

1. Einleitung

Das Potential von extremen Wetterereignissen, eine große Anzahl von Menschenleben zu kosten oder hohe wirtschaftliche Schäden zu verursachen, wird uns täglich durch die Medien vor Augen geführt. Diese Schäden sind im wörtlichen Sinne das Produkt aus der Vulnerabilität (definiert als Wertgröße, die verlustig gehen kann) und dem Risiko (Wahrscheinlichkeit, dass ein Wetterextrem auftritt, das den Verlust verursacht). Während der Mensch nur bedingt kurz- oder mittelfristigen Einfluss auf das Risiko nehmen kann, ist dies möglich im Falle der Vulnerabilität. Eine genauere Kenntnis des Risikos in seiner zeitlichen Entwicklung gestattet deshalb eine bessere Gestaltung der Vulnerabilität, eben die Einrichtung von Vorsorgemaßnahmen, und mithin eine größere Reduzierung der zu erwartenden Schäden. Aus diesem Grunde hat die Quantifizierung des Risikos von Wetterextremen eine hohe gesellschaftliche Relevanz.

Eine Möglichkeit zur Quantifizierung des Risikos geht über die Wiederkehrperiode. Dies ist die zu erwartende Zahl von Zeiteinheiten, innerhalb derer ein Extremereignis vorgegebener Stärke auftritt. Das hypothetische Beispiel einer Abflusszeitreihe bei Dresden veranschaulicht solch ein 20-jähriges Ereignis (Abb. 1). Abschnitt 2 erklärt die statistische Schätzung der Wiederkehrperiode an gemessenen Zeitreihen.

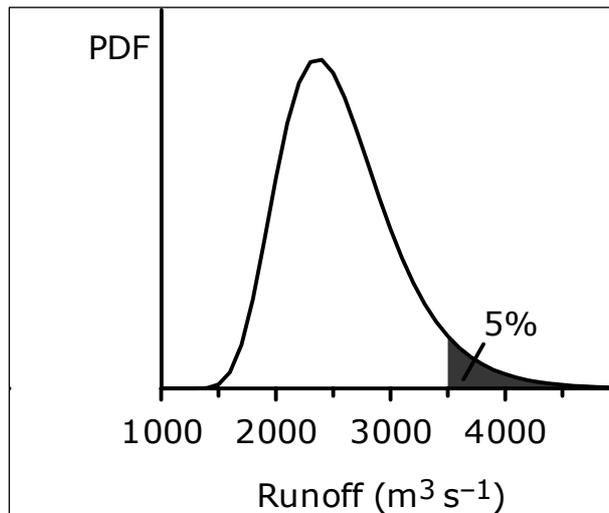


Abb. 1. Hypothetisches Beispiel in Form von täglichen Messungen des Abflusses (*Runoff*) der Elbe bei Dresden. Der Untersuchungszeitraum sei ein Jahr ($n = 365$). Es wird die Frage gestellt, wie hoch das Maximum dieser n Werte ist. Wir kennen den Maximalwert im voraus nicht. Wir wissen: dieses Jahresmaximum kann nicht beliebig groß sein, ebenfalls nicht kleiner als Null; unser beschränktes Wissen wird durch die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (*Probability Density Function*, PDF) beschrieben (durchgezogene Kurve). Das Integral der PDF über den Gesamtbereich ist gleich 1; das Integral über den Bereich größer als $3500 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ ist hier im Beispiel gleich 0.05. Das Inverse dieses Wertes, multipliziert mit der Zeitdauer 1 Jahr, ergibt die Wiederkehrperiode $T = 20$ Jahre. Der Wert $3500 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ wird als 20jähriges Hochwasser (HQ_{20}) bezeichnet.

Weil der Datenvorrat an Beobachtungen nicht unendlich groß ist, und weil die Messungen statistische und systematische Fehlerquellen aufweisen, zeigen Schätzungen des Risikos bzw. der Wiederkehrperiode notwendigerweise ihrerseits Schätz-Ungenauigkeiten. Diese beiden Fehlerquellen werden in den folgenden Abschnitten (3 und 4) näher untersucht an Hand von Abflusszeitreihen. Diese Ungenauigkeiten sind zudem größer als Schätz-Ungenauigkeiten etwa des mittleren Wertes, weil die Extreme seltener auftreten. Ein weiterer, gravierender Unsicherheitseinfluss resultiert aus der Möglichkeit, dass sich das Risiko auch mit der Zeit ändern kann. Was gestern ein 20jähriges Ereignis war, kann heute ein 10jähriges Ereignis sein. Diesem Problem der Nichtstationarität widmet sich der anschließende Abschnitt (5). Die Schlussfolgerungen (Abschnitt 6) richten sich in erster Linie an Entscheidungsträger.

2. Wiederkehrperiodenschätzung

Bezeichnet man die Abflussvariable (Abb. 1) als x und die PDF als $f(x)$, so gelangt man zu dem Integral, der Wahrscheinlichkeitsverteilungsfunktion, $F(x)$. Um die Wiederkehrperiode, T , zu bestimmen, wird eine theoretische Form für $F(x)$ an die Daten angepasst. In den statistischen Wissenschaften hat sich bereits seit längerem durchgesetzt, dass hierbei eine flexible, dreiparametrische Form den Vorzug vor einfacheren Varianten (wie zum Beispiel der Gumbel-Verteilung oder gar der Normalverteilung) verdient. Diese flexible Form wird *Generalized Extreme Value (GEV) Distribution* genannt (Abb. 2).

$$\begin{aligned}
 F(x) &= \int f(x), \\
 F_{\text{GEV}}(x) &= \exp \left\{ - \left[1 + [(x - \xi) / \theta] / \alpha \right]^{-\alpha} \right\}, \\
 &1 + [(x - \xi) / \theta] / \alpha > 0, \\
 &-\infty < \alpha < \infty, \\
 &\theta > 0.
 \end{aligned}$$

Abb. 2. *Generalized Extreme Value (GEV) Distribution* als flexible Form für die Wahrscheinlichkeitsverteilungsfunktion, $F(x)$. Sie weist drei Parameter (α , θ und ξ) auf.

Es liegen n Werte $x(i)$ vor. Diese lassen sich mit Hilfe der Parameter in neue Variablenwerte $y(i)$ transformieren. Die $y(i)$ werden dann verwendet zur Berechnung der *Likelihood*-Funktion (Abb. 3). Deren Maximierung ergibt die geschätzten Parameter, aus denen die gesamte PDF, sowie Wiederkehrperioden oder „Schwanzwahrscheinlichkeiten“ folgen. Das *Maximum Likelihood*-Prinzip besagt, dass diejenige F_{GEV} gesucht wird, für welche die Wahrscheinlichkeit, dass sie die Daten produziert hat, am größten ist. Näheres zur Schätzung von Extremwertverteilungen: siehe Johnson et al. (1995).

$$\begin{aligned}
 L_{\text{GEV}}(\{x(i)\}_{i=1}^n; \xi, \theta, \alpha) &= -n \log(\theta) - (1 + 1/\alpha) \sum_{i=1}^n y(i) - \\
 &\sum_{i=1}^n \exp[-y(i)] \\
 y(i) &= \alpha \log \left\{ - [(x(i) - \xi) / \theta] / \alpha \right\}
 \end{aligned}$$

Abb. 3. *Likelihood*-Funktion (L_{GEV}). Diese Funktion wird maximiert, das heißt diejenigen Parameterwerte bestimmt, welche unter Verwendung der vorliegenden Messwerte $x(i)$ und der Transformation L_{GEV} maximal machen. Dies geschieht mit Hilfe von numerischen mathematischen Methoden.

Wendet man die *Maximum Likelihood*-Schätzung auf die Abflusszeitreihe der Elbe bei Dresden (Abb. 4) an, so erhält man als 100jähriges Hochwasser $HQ_{100} = 3921 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$.

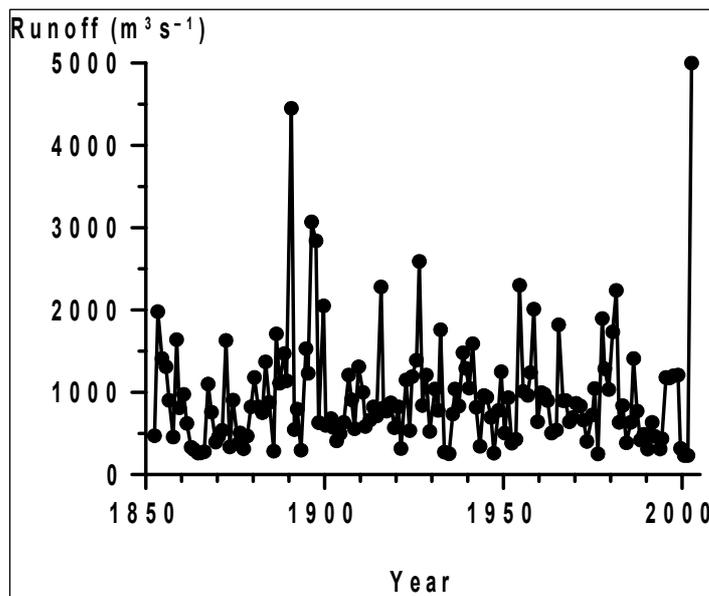


Abb. 4. Abflusszeitreihe (jährliche Maxima in der Sommersaison) der Elbe bei Dresden, 1852–2002 ($n = 151$). Neben dem Augusthochwasser 2002 erscheint als weiterer prominenter Peak das Septemberhochwasser 1890. Die hydrologische Differenzierung (Sommer: Mai–Oktober; Winter: November–April) trägt den unterschiedlichen Hochwasserursachen (Sommer: langanhaltende Regenfälle; Winter: hohe Niederschläge, oft in Kombination mit Schneetauen oder Eisstau) Rechnung. *Year, Jahr; Runoff, Abfluss.*

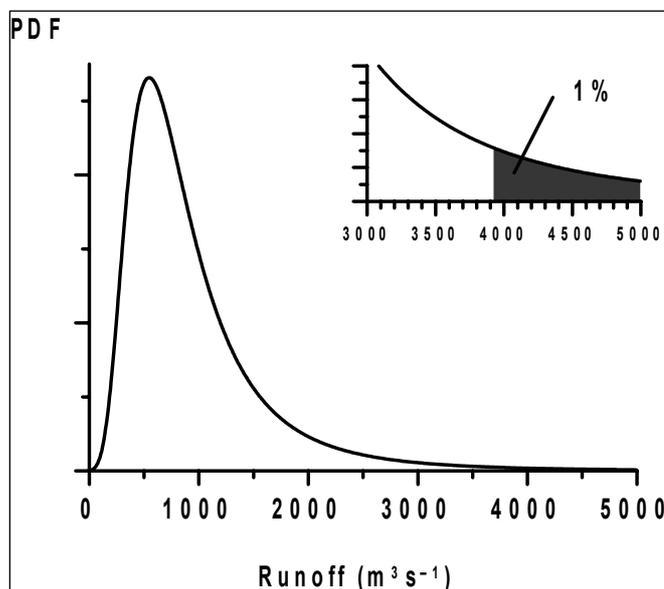


Abb. 5. *Maximum Likelihood*-geschätzte GEV-Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion (PDF) für den maximalen jährlichen Abfluss (*Runoff*) der Elbe bei Dresden im Sommer (Abb. 4). Der Ausschnitt rechts oben zeigt die „Schwanzwahrscheinlichkeit“ von 1% zur Bestimmung des 100jährigen Hochwassers $HQ_{100} = 3921 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$.

3. Statistische Fehler

Da n nicht unendlich groß ist, weisen die geschätzten GEV-Parameter wie auch weitere Größen, zum Beispiel die Wiederkehrperiode, Schätzfehler auf. Dies spiegelt die Alltagssituation in der schließenden Statistik wieder: Wir nehmen an, dass die Verteilung der GEV-Form gehorcht und dass die Wirklichkeit somit exakte GEV-Parameter aufweist. Jedoch steht uns lediglich eine begrenzte Datenmenge zur Verfügung, um auf die Wirklichkeit zu schließen. Wir können mit Hilfe der Daten die Wirklichkeit also nicht exakt eruieren, sondern uns ihr lediglich nähern. Jedoch kann man die Größenordnung dieser Diskrepanz angeben: die Fehlerbalken. Es ist deshalb die Pflicht jeder empirischen Untersuchung von natürlichen Phänomenen wie des Klimas, Fehlerangaben zu machen. Wird dies unterlassen, oder erst gar nicht angestrebt, so haben derartige Untersuchungen keinen Erkenntniswert.

Es gibt nun zwei Methoden, den Schätzfehler für die Wiederkehrperiode (Abschnitt 2) zu bestimmen: theoretisch und simulationstechnisch. Der theoretische Ansatz (Johnson et al., 1995) basiert darauf, dass der *Maximum Likelihood*-Schätzer die GEV-Parameter selbst Zufallsvariablen sind, die ihren Input von den Zufallszahlen der Messwerte (GEV-Verteilung) erhalten (Abb. 3). Als Zufallsvariablen haben die Schätzer mithin einen Erwartungswert sowie eine Streuung (Standardabweichung). Diese Schätzfehler lassen sich ebenfalls mit numerischen Methoden bestimmen.

Die zweite Methode der Fehlerbestimmung der Wiederkehrperiode startet mit der Simulation von künstlichen Abflusszeitreihen. Die simulierten Daten weisen identische statistische Eigenschaften wie die Originaldaten auf. Die Anzahl der Simulationen sei B . Die Wiederkehrperiodenschätzung wird an den simulierten Daten wiederholt. Aus der Anzahl von B simulierten Wiederkehrperioden lässt sich dann die Standardabweichung bestimmen. Diese wird als Schätzfehler verwendet. Diese Simulationsmethode heißt *Bootstrap*-Verfahren (Efron und Tibshirani, 1993). Ein Vorteil dieser Methode ist, dass sie robuster gegenüber Verletzungen der Annahme der Verteilungsform (GEV) ist als die theoretische.

Die Herausforderung ist nun allerdings, realistische Simulationsmethoden zu verwenden, die Zeitreihen erzeugen, welche dem Original in den Eigenschaften nahe kommen. Hierzu wird in der vorliegenden Untersuchung das *Jackknife*-Verfahren (Efron und Tibshirani, 1993) verwendet. Aus der Menge der vorliegenden Daten ($n = 151$) wird zufällig einer entfernt und die neue Zeitreihe ($n = 150$) als Simulation verwendet. Diese ganze Prozedur wird $B = 20$ mal wiederholt, und es ergeben sich folgende Werte für das simulierte HQ_{100} (in m^3s^{-1}): 3886, 3962, 3895, 3903, 3960, 3902, 3920, 3911, 3957, 3961, 3953, 3959, 3886, 3961, 3959, 3936, 3892, 3838, , 3957 und 3871. Der Mittelwert davon ist $3923 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$, was mit dem Originalwert ($3921 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$) glänzend übereinstimmt. Die Standardabweichung davon, also der statistische Fehler der Wiederkehrperiodenschätzung, ist $38 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$. Da allerdings die Anzahl Simulationen recht gering ist, Efron und Tibshirani (1993) empfehlen $B = 400$, mag die Größe $38 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ etwas ungenau sein; immerhin dürfte sie als Größenordnungshinweis dienlich sein.

4. Systematische Fehler

Systematische Fehler weisen auf mögliche Verletzungen in den gemachten Annahmen hin, die, im Falle der Sommerhochwasser der Elbe bei Dresden im Zeitraum 1852–2002, zum Schätzergebnis $3921 \text{ m}^3\text{s}^{-1}$ geführt haben.

Die erste systematische Fehlerquelle betrifft die Messdaten. Es wird im täglichen Messbetrieb nämlich nicht direkt der Abfluss gemessen (was als zu aufwändig beurteilt wird), sondern der Wasserstand an einem Pegelpunkt abgelesen. Mit Hilfe von in gewissen Zeitabständen

explizit ausgeführten Paarmessungen (Abfluss und Wasserstand) lassen sich dann Eichkurven gewinnen. Diese Eichkurven allerdings, basierend auf einer endlichen Anzahl von Messungen mit Geräten, die ihrerseits eine unabänderliche Messungenaugkeit aufweisen, entsprechen nicht exakt der wirklichen Wasserstand–Abfluss-Beziehung. Beispiel: Die Werra bei Meiningen im Zeitraum 1918–1986 (Abb. 6; graue Symbole) weist kleine Streuungen in ihrer Wasserstand–Abfluss-Beziehung auf. Gravierender werden die Eichungenaugkeiten jedoch, wenn, zum Beispiel als Folge eines Hochwassers, sich die Flussgeometrie ändert und dies nicht erkannt wird. Beispiel: In der Werra wurde 1986/87 die Rinne vertieft, was eine Verschiebung der Eichkurven, besonders im Hochwasser-Wertebereich, bedingte (Abb. 6). Dieser Effekt war vorherzusehen und konnte in den Eichkurven berücksichtigt werden. Wenn jedoch derartige Effekte übersehen werden (z.B. bei weit in der Vergangenheit liegenden Ereignissen), so bewirken sie gravierende systematische Fehlbestimmungen des Abflusses.

Systematische Fehler der Wasserstand–Abfluss-Beziehung lassen sich jedoch in ihrer Auswirkung auf den Schätzfehler der Wiederkehrperiode prinzipiell quantifizieren. Dazu bedarf es der Hilfe von hydrologischen Modellen und Aufzeichnungen zurückliegender, vorgenommener Anpassungen der Eichkurven. Diese hydrologisch–theoretischen Eichfehler im Abfluss lassen sich dann in einem ersten Simulationsschritt den gemessenen Abflusszeitreihen (Abb. 4) aufaddieren; danach erst werden im zweiten Schritt die *Jackknife*-Simulationen vorgenommen. Die simulierten Abflusszeitreihen weisen deshalb stärkere Abweichungen zum Original auf. Dies führt dann zu einer erhöhten Standardabweichung der Simulationswerte, eben zu höheren, realistischeren Schätzfehlern der Wiederkehrperiode. Für die Elbe (Abb. 4) wie für andere Flüsse wurde dies meines Wissens bisher nicht vorgenommen; intuitiv würde ich ansetzen, dass dieser systematische Fehler vielleicht fünf mal so groß wie der statistische Fehler ist, etwa $200 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$. (Zur Unterstützung: die Abfluss-Variabilität der Werra bei 300 cm (Hochwasserbereich) ist circa 2 bis 10%; übertragen auf die Elbe und multipliziert mit dem HQ_{100} -Wert von $3921 \text{ m}^3 \text{ s}^{-1}$ ergibt sich eine entsprechende Größenordnung.)

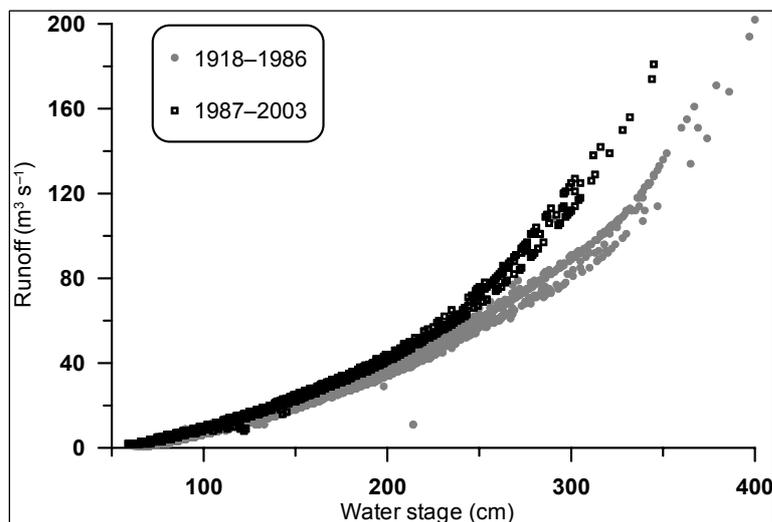


Abb. 6. Beziehung zwischen Abfluss (*Runoff*) und Wasserstand (*Water stage*) für die Werra bei Meiningen. 1986/87 ergab sich in Folge von Rinnenvertiefungen eine Verschiebung der Eichkurve. (Aus Mudelsee et al. (2006).)

5. Nichtstationarität

Die zweite systematische Fehlerquelle betrifft die Verletzung der Stationaritätsannahme. Gerade angesichts Klimaänderungen ist die Annahme, dass die GEV-Verteilung mit konstanten Parametern das Abflussgeschehen erzeugte, höchst zweifelhaft. Mit dem Klima kann sich nämlich auch die Verteilung ändern und damit ebenso die Wiederkehrperiode (definiert über die „Schwanzwahrscheinlichkeit“).

Als Beispiel hierfür dienen die Elbe (Zeitraum 1021–2002) und die Oder (1269–2002), die im Laufe ihrer unter anderem klimatologisch beeinflussten Geschichte signifikanten Änderungen im Hochwasserrisiko (d.h.: Wiederkehrperiode) unterworfen waren (Abb. 7). Für die Elbe war in den Jahrzehnten um das Jahr 1700 herum das Winterhochwasserrisiko vermindert, was an dem kalten und trockenen *Late-Maunder-Minimum*-Klima verminderter Solaraktivität gelegen haben mag. Interessanterweise weist das Winterhochwasserrisiko im 20. Jahrhundert für Elbe wie Oder einen Abwärtstrend auf. Mudelsee et al. (2003) interpretierten dieses Faktum als verursacht durch ein vermindertes Auftreten starker Flusseisdecken; das Aufbrechen derer nach einem plötzlichen Frühjahrstauen kann nämlich zu Schollenbildung, Eisstau und erhöhtem Wasserstand führen. Das seltenere Auftreten von Eishochwassern (für Elbe wie Oder zuletzt 1947) ist das Resultat von regionaler Erwärmung (Mudelsee et al., 2004). Für die Sommerhochwasser der Elbe und Oder im 20. Jahrhundert fanden Mudelsee et al. (2003) keine signifikanten Trends.

Die Abwesenheit von signifikanten Aufwärtstrends im Auftreten von extremen Flusshochwassern der Elbe wie der Oder im 20. Jahrhundert belegt, dass die von zahlreichen Wissenschaftlern (Houghton et al., 2001) geäußerte Vermutung, erhöhte Temperaturen sorgten über die erhöhte Wasserdampfaufnahmefähigkeit der Atmosphäre sozusagen „automatisch“ für ein erhöhtes Hochwasserrisiko, in dieser kausalen Direktheit falsch ist. Mit dem Klima und der Temperatur können sich nämlich auch die Zugrichtungen von Westen kommender Tiefdruckgebiete oder die Windrichtungen ändern (Mudelsee et al., 2006), und dies kann deutliche Auswirkungen auf orographisch bedingten Niederschlag, auf das Hochwasserrisiko, haben.

Zu dem Beispiel der Sommerhochwasser der Elbe bei Dresden: Abb. 7c zeigt keine signifikanten Trends für das Risiko; in diesem Falle sind entsprechende systematische Fehler durch Nichtstationarität also wahrscheinlich auszuschließen. Zu der Methodik der Auftretensraten-schätzung (Abb. 7): hier wurde ein nichtstationärer Poisson-Prozess angesetzt und dessen Parameter mit Hilfe der Kernschätzung bestimmt. *Bootstrap*-Simulationen wurden dazu eingesetzt, die Fehlerbänder zu bestimmen. Siehe Mudelsee et al. (2004) für eine ausführliche Darstellung der Methodik und ihrer Vorteile gegenüber alternativen Methoden. Neben dieser nichtparametrischen Kernschätzungsmethode gibt es zumindest prinzipiell noch den Ansatz, mit zeitabhängigen Wahrscheinlichkeitsdichtefunktionen zu arbeiten. Das bedeutet die Einführung und Schätzung zeitabhängiger GEV-Parameter, $\alpha(t)$, $\theta(t)$ und $\xi(t)$ mit der Zeit t . Daran wird gegenwärtig gearbeitet (vgl. Coles, 2001), und es dürfte lohnend sein, die beiden Methoden und die damit erzielten Ergebnisse miteinander zu vergleichen.

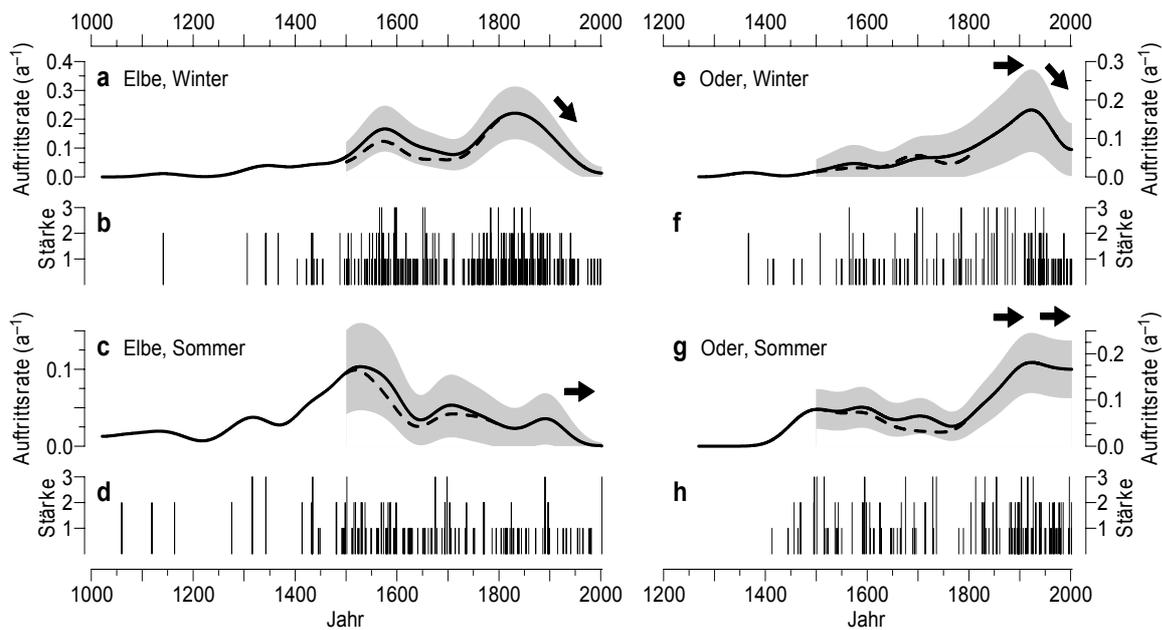


Abb. 7. Auftretsraten (Risiko/Zeiteinheit) extremer Flusshochwasser der Elbe und der Oder. Die Rohdaten (b, d, f, h) sind in drei Stärkeklassen (3, extrem stark; 2, stark; 1, gering) unterteilt; sie basieren auf historischen Beobachtungen (vor 1850) und Messungen (nach 1850). Die Auftretsraten der starken Ereignisse (Klassen 2 und 3) (a, c, e, g) sind als Linien mit 90%-Konfidenzbändern (grau) gezeichnet. Im Zeitraum 1500–1799 wurde eine alternative historische Quellensammlung benutzt (gestrichelt), was keinen signifikanten Unterschied zu den sonst verwendeten Weikinnischen Quellentexten (Weikinn, 1958–2002) ergab (Mudelsee et al., 2003). Die Pfeile verdeutlichen das Ergebnis eines Tests der Hypothese „konstante Auftretsrate“; diese bestätigen die Kurvenverläufe dahingehend, dass es im 20. Jahrhundert keine Aufwärtstrends im Risiko extremer Flusshochwasser gegeben hat.

6. Schlussfolgerungen

Ausgehend von eigenen Arbeiten zu der Rekonstruktion von Hochwasserdaten und der Methodenentwicklung zur Risikoschätzung einerseits und der persönlichen Perzeption der „Klimadiskussion“ in den Medien andererseits erscheinen mir folgende drei Punkte von Relevanz für Entscheidungsträger in Politik und Wirtschaft zu sein.

- (1) In der Klimatologie gibt es weder exakte Daten, gesichertes Wissen noch mathematische Beweise. Stattdessen stehen zur Verfügung Hypothesentests und Schätzungen von Parametern wie beispielsweise der Wiederkehrperiode oder dem hundertjährigen Hochwasser HQ_{100} .
- (2) Es ist die Aufgabe von Klimawissenschaftlern, die von ihnen durchgeführten Hypothesentests mit Irrtumswahrscheinlichkeiten zu belegen und die von ihnen erzielten Parameterschätzungen mit Fehlerbalken zu versehen. Statistische wie systematische Fehlerquellen müssen quantifiziert werden. Schätzungen ohne Fehlerangaben haben keinen Wert.
- (3) Es ist die Aufgabe von Entscheidungsträgern, in dieser unsicheren Situation zu handeln. Glücklicherweise sind Politiker oder Manager (nicht jedoch Klimatologen) gerade daraufhin trainiert. Ein Lob dem Spezialistentum! Es sei erlaubt, auf das Umgekehrte hinzuweisen: Politiker sind im Allgemeinen keine Klimawissenschaftler, und die Erstellung von Gutachten

zur Klimaentwicklung und dem damit verbundenen Risiko sollte frei von politischen Vorgaben sein.

Danksagung

Folgenden Personen und Institutionen danke ich herzlich für Diskussionen und Datenmaterial: M. Alkio (Universität Hannover), M. Börngen (Leibniz-Institut für Länderkunde, Leipzig), R. Brázdil (Universität Brno), N. Conrads (Universität Stuttgart), M. Deutsch (Universität Göttingen), R. Glaser (Universität Freiburg), U. Grünewald (Universität Cottbus), J. Jacobeit (Universität Augsburg), Z. Kundzewicz (PIK, Potsdam), J. Luterbacher (Universität Bern), J. Munzar (Tschechische Akademie der Wissenschaften), C. Pfister (Universität Bern), M. Schulz (Universität Bremen), G. Tetzlaff (Universität Leipzig), H. Wanner (Universität Bern); T. Maurer und der Bundesanstalt für Gewässerkunde mit dem *Global Runoff Data Centre* (Koblenz); B. Kowalski und dem Staatlichen Umweltamt Suhl; den Thüringischen Staatsarchiven Meiningen und Gotha; und den Stadtarchiven Meiningen and Bad Salzungen. Der Deutsche Forschungsgemeinschaft (Bonn) danke ich für die finanzielle Förderung (Projekt TE 51/23).

Literatur

- Coles, S. (2001): An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. Springer, London, 208 S.
- Efron, B., Tibshirani, R.J. (1993): An Introduction to the Bootstrap. Chapman and Hall, London, 436 S.
- Houghton, J.T., Ding, Y., Griggs, D.J., Noguera, M., van der Linden, P.J., Dai, X., Maskell, K., Johnson, C.A. (Hrsg.) (2001): Climate Change 2001: The Scientific Basis. Contribution of Working Group I to the Third Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. Cambridge University Press, Cambridge, 881 S.
- Johnson, N.L., Kotz, S., Balakrishnan, N. (1995): Continuous Univariate Distributions. Vol. 2, 2. Aufl., Wiley, New York, 719 S.
- Mudelsee, M., Börngen, M., Tetzlaff, G., Grünewald, U. (2003): No upward trends in the occurrence of extreme floods in central Europe. *Nature* 425:166–169.
- Mudelsee, M., Börngen, M., Tetzlaff, G., Grünewald, U. (2004): Extreme floods in central Europe over the past 500 years: Role of cyclone pathway “Zugstrasse Vb.” *Journal of Geophysical Research* 109:D23101. (doi:10.1029/2004JD005034)
- Mudelsee, M., Deutsch, M., Börngen, M., Tetzlaff, G. (2006): Trends in flood risk of the River Werra (Germany) over the past 500 years. *Hydrological Sciences Journal* 51:818–833.
- Weikinn, C. (1958): Quellentexte zur Witterungsgeschichte Europas von der Zeitwende bis zum Jahre 1850: Hydrographie, Teil 1 (Zeitwende–1500). Akademie-Verlag, Berlin, 531 S.
- Weikinn, C. (1960): Quellentexte zur Witterungsgeschichte Europas von der Zeitwende bis zum Jahre 1850: Hydrographie, Teil 2 (1501–1600). Akademie-Verlag, Berlin, 486 S.
- Weikinn, C. (1961): Quellentexte zur Witterungsgeschichte Europas von der Zeitwende bis zum Jahre 1850: Hydrographie, Teil 3 (1601–1700). Akademie-Verlag, Berlin, 586 S.
- Weikinn, C. (1963): Quellentexte zur Witterungsgeschichte Europas von der Zeitwende bis zum Jahre 1850: Hydrographie, Teil 4 (1701–1750). Akademie-Verlag, Berlin, 381 S.
- Weikinn, C. (2000): Quellentexte zur Witterungsgeschichte Europas von der Zeitwende bis zum Jahr 1850: Hydrographie, Teil 5 (1751–1800). Gebrüder Borntraeger, Berlin, 674 S. (Herausgegeben und bearbeitet von M. Börngen und G. Tetzlaff)

Weikinn, C. (2002): Quellentexte zur Witterungsgeschichte Europas von der Zeitwende bis zum Jahr 1850: Hydrographie, Teil 6 (1801–1850). Gebrüder Borntraeger, Berlin, 728 S. (Herausgegeben und bearbeitet von M. Börngen und G. Tetzlaff)

*Dr. Manfred Mudelsee
Universität Leipzig
Institut für Meteorologie
Stephanstrasse 3
04103 Leipzig*

*Climate Risk Analysis
Wasserweg 2
06114 Halle*