

## Einige „Axiome“ der hiesigen Hydrologie

**Ingo Dittrich (Dr. Dittrich & Partner Hydro-Consult GmbH, Bannewitz),  
Helmut Birke (Dresden)**

### Anlaß

Das Auguthochwasser 2002 in Sachsen und einige folgende Hochwasser in Deutschland waren offensichtlich so eindrucksvoll, daß ein erheblicher Geldbetrag in diverse hydrologisch orientierte Untersuchungen der unterschiedlichsten Institutionen floß. Die allgemeine Verfügbarkeit von Modellen und Programmen hat dazu geführt, daß nun auch Personen ohne das den Programmen zugrundeliegende Hintergrundwissen diese Algorithmen anwenden und dementsprechend die Grenzen der Berechnungsergebnisse nicht kennen. Eine Flut von Modellierungen, Trendberechnungen, Vulnerabilitätsuntersuchungen und Risikoabschätzungen zu allen nur denkbaren Gegenständen wurde freigesetzt. Wir hatten bereits auf unkritisches Herangehen hingewiesen [1] und wollen dies ergänzen.

Unter einem „Axiom“ verstehen wir hier Methoden, die wegen ihrer häufigen Anwendung zu einer scheinbar unumstößlichen Generalisierung geführt haben und nicht mehr hinterfragt werden.

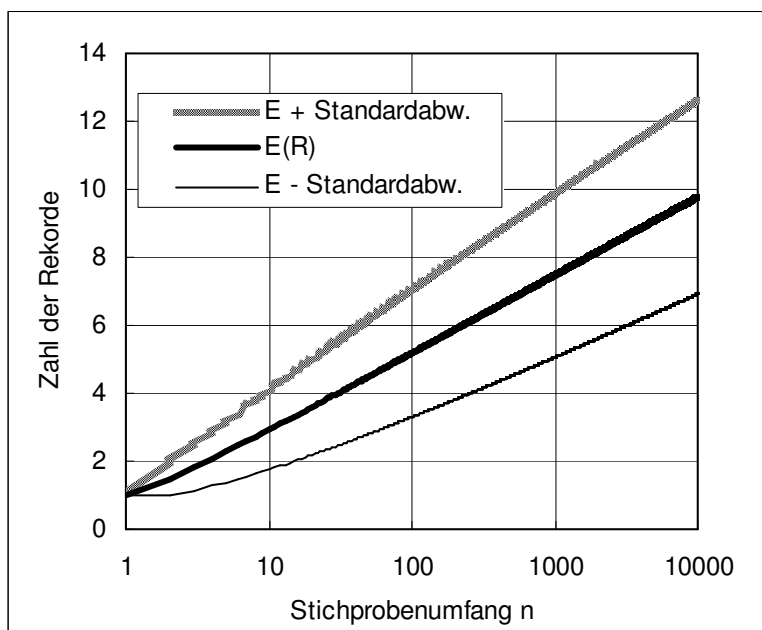
### Zeitreihen: Rekorde und Verteilungen

Presse, Politik und einige Institutionen instrumentalisieren besondere Ereignisse wie das Hochwasser von 2002 in Sachsen oder starke Witterungsvariationen (Hitzesommer, Zunahme von Extremen) wegen ihres „negativen“ Informationswertes mit unterschiedlichen Zielen. Oft war in jüngster Zeit zu hören und zu lesen, daß ein gerade beobachteter Rekord (Niederschlag, Temperatur, Durchfluss usw.) als Ausdruck systematischer Änderungen der ursächlichen Prozesses anzusehen ist.

Als Rekord  $R$  wird ein Wert bezeichnet, der größer ist als alle anderen Werte zuvor:  $R = \max(X_1, \dots, X_i, \dots, X_n)$ . Wie oft treten Rekorde in einer Zeitreihe von  $n$  unabhängigen, identisch verteilten Beobachtungen auf? Der Erwartungswert von Rekorden  $E(R)$ , d.h. deren mittlere Anzahl in einer Reihe von  $n$  unabhängigen Beobachtungen in chronologischer Reihenfolge, ist nach dem Beweis von GLICK [2] gegeben durch

$$E(R) := \sum_{i=1}^n \frac{1}{i}$$

$E(R)$  ist in Abb. 1 zusammen mit der Standardabweichung dargestellt.



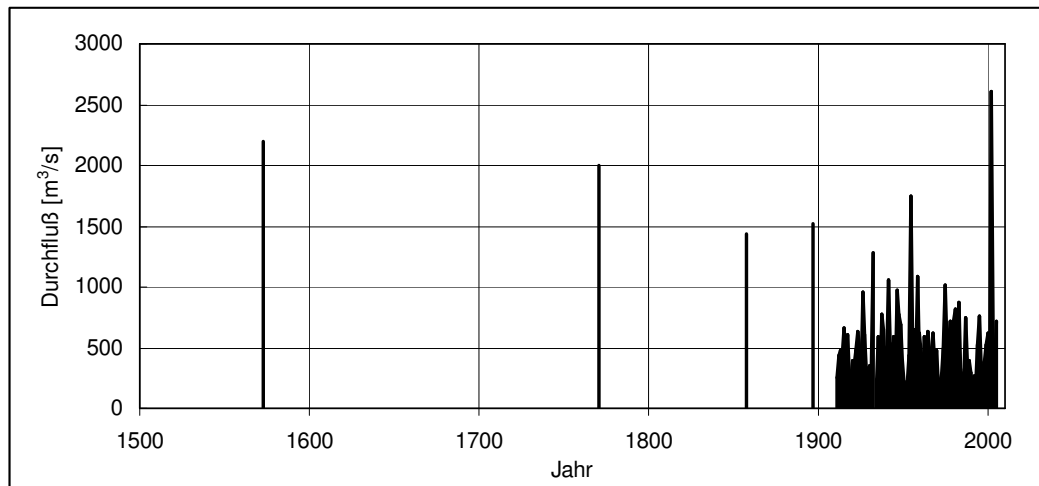
**Abb. 1:** Erwartungswert von Rekorden in einer unabhängigen Stichprobe.

In einer zehnjährigen Reihe unabhängiger Ereignisse findet man als Erwartungswert gerade 2,9 Rekorde, in einer 100jährigen 5,2 und in einer 1000jährigen Reihe 7,5 Rekorde! Alles was davon erheblich abweicht, wäre auf Instationarität zu prüfen. Außerdem sind bei unabhängigen Beobachtungen die Eintrittszeit eines Rekords und der Zeitabstand zwischen zwei Rekorden unabhängig von der Verteilungsfunktion der Beobachtungen [2].

Ein Beispiel soll der Pegel Golzern an der Vereinigten Mulde liefern. Für ihn ist die Größenordnung historischer Hochwasserdurchflüsse seit 1573 bekannt [9]. In Abb. 2 sind sie gemeinsam mit den Jahreshöchst durchflüssen 1911 – 2005 (ohne 1933) dargestellt. Demnach gab es im Zeitraum von 1850 bis heute ( $n \approx 150$ ) genau vier Rekorde, was unter dem Erwartungswert  $E(R)$  für eine solche Reihenlänge liegt. Unter den genannten Annahmen kann also von einer Zunahme rekordverdächtiger Hochwasserdurchflüsse nicht die Rede sein. Für den Zeitraum ab 1573 ergeben sich zwei Rekorde: 1573 und 2002!

Bei den Hydrologen wird der Begriff des „Ausreißers“ verwendet, dessen Wert nicht in die ausgewählte Verteilungsfunktion „paßt“. Der Umgang mit ihnen ist teils willkürlich, teils

von Unsicherheit geprägt [12]. Wir meinen, daß es besser ist, solche Werte als Realisierung von sehr seltenen Ereignissen – schlicht Rekorden - zu akzeptieren, deren Verteilung unbekannt ist.



**Abb. 2:** Außergewöhnliche Hochwasser am Pegel Golzern vor 1911 [9] und Jahreshöchstdurchflüsse ab 1911 [LFUG, pers. Mitt. P. WALTHER, 2006].

Mit dem GLICK-Beweis lassen sich auch andere geophysikalische Größen prüfen, z.B. Tageswerte Niederschlag oder Mittelwert bzw. Median der Lufttemperatur im Monat Januar, Februar usw., was schnell einen ersten Überblick ergibt. So ergab eine Kontrolle der Tagesmittel der Lufttemperatur in Dresden Rekorde gemäß Tab. 1 [Daten ab 1.1.1917 pers. Mitt. E. FREYDANK; ab 1.1.1967 DWD-Klimadatenbank]. Für den 90jährigen Zeitabschnitt sollten nach GLICK ungefähr fünf Rekorde vorliegen!

Lufttemperatur	Wert					
	Eintritt					
Tagesmittel	26,6	27,5	28,3	28,9	29,3	29,4
Jahr	1917	1921	1928	1935	1943	1992
Monatsmittel	20,27	21,09	21,49	21,71	22,82	23,53
Monat	6/1917	8/1944	7/1983	8/1992	7/1994	7/2006

**Tab. 1:** Zeitpunkt von Lufttemperatur-Rekorden [°C] in Dresden (1.1.1917 – 30.8.2006).

Auch zeigt eine weitere Temperaturganglinie (Abb. 8.2 auf S. 117 in [5]) nur sechs Rekorde des Flächenmittels der Sommer-Temperaturanomalien für Deutschland der Reihe 1761 – 2003 relativ zur Reihe 1961 – 1990.

Ergänzend konnten MUDELSEE et al. [16] für Elbe und Oder in ihrer methodisch beispielhaften Arbeit zeigen, daß es keinen signifikanten Anstieg der Eintrittsrate großer Sommerhochwasser, aber eine signifikante Abnahme der Winterhochwasser im zwanzigsten Jahrhundert gab. Außerdem stellten sie erhebliche Hochwasservariationen in den zuvor liegenden Jahrhunderten und zwischen beiden Einzugsgebieten fest.

Verantwortungsbewußte Hydrologen sollten genau prüfen, ob sie dem öffentlichen Strom der Negativinformationen folgen.

Im Übrigen ist an folgendes zu erinnern:

- Die Wahrscheinlichkeit  $P$ , in einer Stichprobe von  $n$  unabhängigen Werten ein Ereignis mit der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $p_{\bar{u}}$  zu finden, beträgt  
$$P = 1 - (1 - p_{\bar{u}})^n.$$

In einhundert Beobachtungsjahren haben wir nur eine 10-%-Chance, das „1000jährige Hochwasser“ zu sehen.
- Hinsichtlich der für Verteilungen wichtigen Stichprobenmomente  $k = 1 \dots 4$ , das sind Mittelwert, Varianz, Schiefe und Wölbung, sagt TUKEYS Fünferregel (in SACHS 1999): „Man berechne das  $k$ -te Moment erst dann, wenn wenigstens  $5^k$  Beobachtungen vorliegen.“ Für  $k = 3$ , die Schiefe einer Verteilung, sollten demnach mehr als 125 Jahreshöchstdurchflüsse vorhanden sein! In der gegenwärtigen Hydrologie ist es üblich, das anhand 30jähriger Reihen zu tun.
- Die Verteilung und die Eintrittswahrscheinlichkeit seltener Ereignisse ist unbekannt [23]. Dann lautet die Konsequenz: In einer Reihe von  $n$  unabhängigen Beobachtungen mit unbekannter Verteilung liegt das 95-%-Konfidenzintervall der Überschreitungswahrscheinlichkeit  $p_{\bar{u}}$  des Maximalwertes im Bereich  $1 - (1 - p_{\bar{u}})^{1/n} < p_{\bar{u}} < 1 - p_{\bar{u}}^{1/n}$  [10, 11]. So hat z.B. der größte Wert einer 100jährigen Reihe ein wahres „Wiederkehrintervall“ zwischen 22 und 10.000 Jahren. Diese gewaltigen Unsicherheiten pflanzen sich in alle „Risikobetrachtungen“ fort, werden aber geflissentlich ignoriert, da die Anwender sich ihrer Geschäftsgrundlage entledigen würden.
- Die „Genauigkeit“ einer Extrapolation mit den üblichen Extremwertverteilungen ist einfach zu kontrollieren. Man nehme eine Durchflussreihe und ändere die drei kleinsten Werte um einen konstanten, sinnvollen Betrag nach oben und nach unten. Dann werden die Verteilungen der Originalreihe sowie der beiden manipulierten Reihen berechnet und die Extrapolationen verglichen. Erstaunt wird man feststellen, daß die manipulierten drei Kleinstwerte die extrapolierten Durchflüsse verändern. Was heißt das aber für einen, der in der Wasserwirtschaft entscheiden

muß? Diese Extrapolation hat keinen Realitätswert, sondern gibt nur eine von vielen Möglichkeiten an!

Wird die Logik unbekannter Verteilungen zu Ende gedacht, kann man das einfachste Hilfsmittel, die schlichte Normalverteilung, verwenden. In dem für die Hochwasserbeurteilung interessanten Bereich der großen Durchflüsse wird nach Augenmaß verlängert. Die so geschätzten großen Durchflüsse sind nicht ungenauer als „extremwertstatistisch ermittelte“ Werte [6, 7, 8].

### **Zeitreihen: Trend, Sprung, Korrelation**

Regional orientierte Zeitreihenuntersuchungen (Durchfluss, Niederschlag, Temperatur usw.) stützen sich meist auf einen Zeitraum bis zu hundert Jahren und werden aus „praktischen“ Gründen oft mit einfachen Methoden durchgeführt (, die vielfach Stationarität und Ergodizität voraussetzen). PAKOSCH [20] berechnete beispielsweise zeitabhängige Parameter diverser Verteilungsfunktionen und prognostiziert damit für die untersuchten Pegel 100jährige Hochwasserereignisse für das Jahr 2025 (!), „da hierzu bereits Ergebnisse aus anderen Untersuchungen vorliegen (z.B. KLIWA, 2004)“. HÖHLIG [4] verwendet die lineare Einfachregression (Modell I) für berechnete Wasserhaushaltsgrößen in Nord- und Süddeutschland und kommt zu unterschiedlichen Trendaussagen auf der Grundlage von siebzig- bis fünfzigjährigen Reihen.

Es scheint uns gewagt, aus Daten der Vergangenheit auf die Zukunft schließen zu wollen. Dazu hat TALEB [24] treffende Sätze formuliert, die angesichts der uns umgebenden (Klima)Instationaritäten (z.B. [21]) auch Hydrologen nützlich sind und hier zitiert werden:

- „Die Geschichte lehrt uns, daß Dinge, die niemals zuvor geschehen sind, passieren können.“

Wissen tritt erst ein, wenn das Ereignis stattgefunden hat. Vorher besteht Nichtwissen. Unser empirisches Wissen ist begrenzt und überwiegend durch die Ereigniswahrnehmung im Laufe eines endlichen Menschenlebens geprägt.

- „Das Problem der Interpretation von Daten aus der Vergangenheit illustriert folgende induktive Aussage: Ich habe soeben eine gründliche statistische Untersuchung des Lebens von Präsident Bush Sen. durchgeführt. 55 Jahre lang – bei fast 16.000 Beobachtungspunkten – starb er kein einziges Mal. Daher kann ich ihn mit einem hohen Grad an statistischer Signifikanz für unsterblich erklären.“

Der Schluß aus Beobachtungsdaten ist abhängig vom Verständnis, das der Analytiker vom beobachteten Prozeß hat.

Inzwischen gibt es eine Reihe effizienter Methoden, um Änderungen in oder Zusammenhänge zwischen Zeitreihen nachzuweisen. Sie werden exemplarisch genannt und sollten im Rahmen ihrer Voraussetzungen verstärkt in der Hydrologie angewendet werden:

- Kontingenzkoeffizient für metrische, ordinal oder nominal skalierte Zufallsgrößen [25]
- Rampenfunktion-Regression [13]
- Pearson-Korrelationskoeffizient mit Bootstrap-Konfidenzintervall [15]
- Sequenzanalyse [22]
- XTREND und CLIM-X-DETECT [14, 17]

### **Gütekriterien**

In zahlreichen Vorträgen der jüngeren Vergangenheit über Niederschlags-Abfluss-Modellierungen mit unterschiedlichen räumlichen und zeitlichen Diskretisierungen wurden die Ganglinien der gemessenen und berechneten Durchflüsse gezeigt und bemerkt, daß die Güte der Modellanpassung befriedigend sei. Als Nonplusultra wurde der Pearson-Produkt-Momenten-Korrelationskoeffizient angegeben.

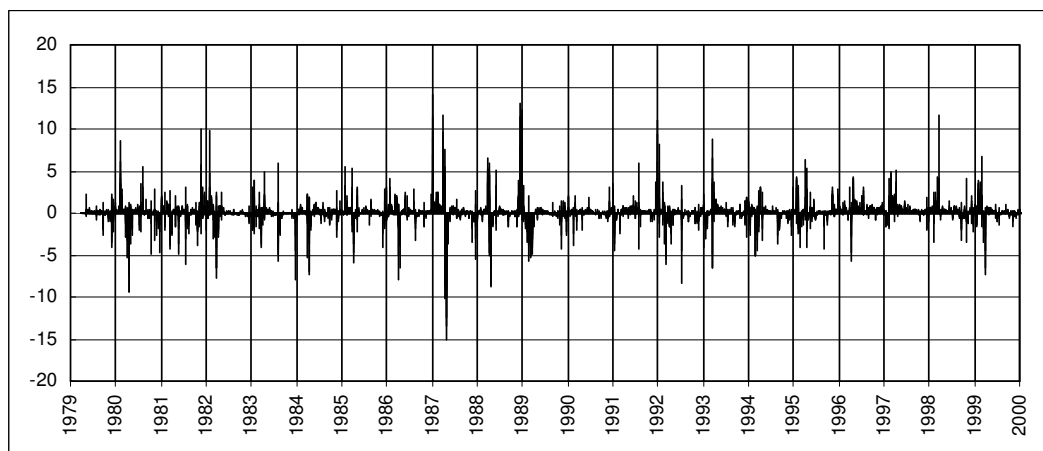
Wenn das Modellergebnis nicht gänzlich von den Beobachtungsdaten abweicht, so erzeugt allein schon die Zyklizität des Durchflussprozesses mit Niedrig- und Hochwasserperioden automatisch einen großen Korrelationskoeffizienten.

Wir meinen aber, daß in diesem Falle Bewährtes angegeben werden müßte, schon allein um eine Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen anderer Modelle herzustellen und die eigenen Modellergebnisse kritisch zu beurteilen (Tab. 2, Abb. 3 und 4):

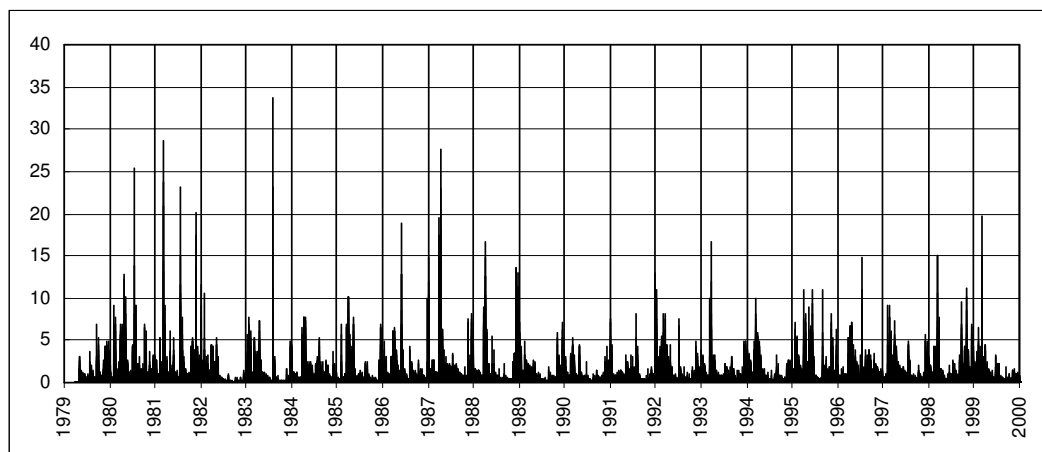
- Neben dem Nash-Sutcliff-Kriterium sind Median, Mittelwert, Standardabweichung und der mittlere Fehler zu nennen.
- Die gemessenen und berechneten Durchflusswerte sind meist nicht normalverteilt, weshalb anstelle des Pearson'schen Korrelationskoeffizienten der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman oder der verteilungsfreie Kontingenzkoeffizient [25] zu berechnen sind.
- Ergänzt werden sollte diese Übersicht mit einer Darstellung der Differenzen zwischen den beobachteten und berechneten Werten in der jeweiligen Zeitdiskretisierung der Simulation.
- Vergleiche zwischen Modell und Realität sollten für gleichartige Systemzustände erfolgen, so z.B. Niedrigwasserperioden, Hochwasserscheitel, Einzelmonate usw..

Durchfluss Pegel Ammeldorf Wilde Weißeritz 1.5.1979 - 31.12.1999	Tag n = 7550		Monat n = 248		Jahr n = 20	
	Ber.	Beob.	Ber.	Beob.	Ber.	Beob.
Median [mm]	0.81	1.02	33.5	39.5	551	582
Mittelwert [mm]	1.60	1.70	48.7	51.7	587	624
Standardabweichung [mm]	2.24	2.04	46.9	40.5	171	163
Pearson-Korrelations- koeffizient	0.83		0.90		0.89	
Nash-Sutcliffe-Kriterium	<b>0.61</b>		<b>0.74</b>		<b>0.72</b>	
Mittlerer Fehler [mm]	<b>± 0.01</b>		<b>± 1.31</b>		<b>± 19.3</b>	
Relativer mittlerer Fehler [%]	<b>0.87</b>		<b>2.53</b>		<b>3.1</b>	
Spearman-Rangkorrelations- koeffizient	<b>0.88</b>		<b>0.91</b>		<b>0.82</b>	

**Tab. 2:** Mindestangaben zum Vergleich von Simulationsergebnissen - hier AKWA-M<sup>®</sup> - mit der Realität.



**Abb. 3:** Abweichungen [mm] zwischen beobachteten und simulierten Durchflüssen (Tagessmittel, Pegel Ammeldorf, Wilde Weißeritz, 1.5.1979-31.12.1999, AKWA-M<sup>®</sup>-Modellierung aus [18], siehe auch [19, 3]).



**Abb. 4:** Tageswerte des beobachteten Durchflusses [mm] (Pegel Ammeldorf, Wilde Weißeritz, 1.5.1979-31.12.1999, AKWA-M<sup>®</sup>-Modellierung aus [18], siehe auch [19]).

### Literatur

- [1] Dittrich, I., Münch, A., Wahren, A. & Birke, H.: Extreme Stauanlagenzuflüsse – Lehren aus dem Hochwasser 2002 in Sachsen. Wasserbauliche Mitteilungen, Heft 24 (2004), S. 47 – 62.
- [2] Glick, N.: Breaking records and breaking boards. American Mathematical Monthly 85 (1978), pp. 2 - 26.
- [3] Golf, W.: Prinzipien der Bilanzierung des Wasserhaushaltes mit einem Anwendungsbeispiel in der Mittelgebirgsregion der DDR. Habilitationsschrift Technische Universität Dresden 1981.
- [4] Höhlig, S.: Untersuchungen von Wasserhaushaltsgrößen unter dem Gesichtspunkt des Klimawandels. Studienarbeit, Univers. Freiberg ([http://www.goek.tu-freiberg.de/ober-seminarr/OS\\_04\\_05/sabine.hoehlig.pdf](http://www.goek.tu-freiberg.de/ober-seminarr/OS_04_05/sabine.hoehlig.pdf)).
- [5] Jonas, M., Staeges, T., Schönwiese, C.-D.: Berechnung der Wahrscheinlichkeit für das Eintreten von Extremereignissen durch Klimaänderungen – Schwerpunkt Deutschland. Umweltbundesamt Dessau 2005.
- [6] Klemeš, V.: Probability of extreme hydrometeorological events – a different approach. In: Extreme Hydrological Events: Precipitation, Floods and Droughts, IAHS Publ. No. 213 (1993), pp. 167-176.
- [7] Klemeš, V.: Tall tales about tails of hydrological distributions. I and II. Journal of Hydrologic Engineering 5(2000)3, p. 227 – 239.
- [8] Klemeš, V.: Common sense and other heresies. Canadian Water Resources Association. Cambridge, Ontario 2000.
- [9] Krause, R.: Untersuchung historischer Hochwasserereignisse zur Verbesserung der Genauigkeit der Ermittlung statistischer Hochwässer. Wasserwirtschaft-Wassertechnik 19(1969)1, S. 20 – 23.
- [10] Kritskiy, S.N. & Menkel, M.F.: Gidrologicheskie osnovy upravleniya rechnym stokom. Nauka, Moskva 1981, zit. in [8].



- [11] Lloyd, E.H.: A note on the exceedance probability of the sample maximum and the exceedance probabilities of other order statistics. BC Hydro, Vancouver 1969, unveröffentlicht, zit. in [8].
- [12] Miegel, K. & Büttner, U.: Zum Einfluß der Datenverfügbarkeit und von extremen Ereignissen auf das Ergebnis hochwasserstatistischer Analysen. Hydrologie und Wasserbewirtschaftung 47(2003)3, S. 94 –102.
- [13] Mudelsee, M.: Ramp function regression: A tool for quantifying climate transitions. Computer & Geoscience Vol. 26(2000) pp. 293 - 307.
- [14] Mudelsee, M.: XTREND: A computer program for estimating trends in the occurrence rate of extreme weather and climate events. In: Raabe, A. & Arnold, K. (Eds.) Wissenschaftliche Mitteilungen, Institute of Meteorology, University of Leipzig, Nr. 26, pp. 149 – 195, 2002.
- [15] Mudelsee, M.: Estimating Pearson's correlation coefficient with bootstrap confidence interval from serially dependent time series. Mathematical Geology, Vol. 35(2003)6, pp. 651 – 665.
- [16] Mudelsee, M., Börngen, M., Tetzlaff, G. & Grünewald, U.: Extreme floods in central Europe over the past 500 years: Role of cyclone pathway "Zugstraße Vb". Journal of Geophysical Research, Vol. 109, D23101, doi:10.1029/2004JD005034, 2004.
- [17] Mudelsee, M.: CLIM-X-DETECT: A Fortran 90 program for robust detection of extremes against a time-dependent background in climate records. Submitted to Computer & Geoscience, 2005.
- [18] Münch, A., Dittrich, I., Goldacker S. & Wahren, A.: Hochwasserminderung und Wasserhaushaltsänderung durch Aufforstung und Waldumbau in den Einzugsgebieten des Osterzgebirges. Im Auftrag der Landestalsperrenverwaltung des Freistaates Sachsen, unveröffentlicht. Dr. Dittrich & Partner Hydro-Consult GmbH, Bannewitz 2005.
- [19] Münch, A.: Wasserhaushalts- und Hochwassersimulation mit AKWA-M<sup>®</sup>. Posterbeitrag Synap2006, Dresden 2006.
- [20] Pakosch, S.: Statistische Methoden zur stationären und instationären Auswertung von gemessenen Maximalabflüssen mit Hilfe theoretischer Verteilungsfunktionen. Diplomarbeit, Inst. f. Wasserbau, Univers. Stuttgart 2004.
- [21] Raspopov, O.M. et al.: Dendrochronological evidence of long-term variations in solar activity and climate. In: Kaennel, D.M. & Bräker, O.U. (editors) – International Conference on Tree Rings and People. Davos 2001.
- [22] Rodionov, S.N.: A sequential algorithm for testing climate regime shifts. Geophysical Research Letters, Vol. 31, L09204, doi:10.1029/2004GL019448, 2004.
- [23] Sachs, L.: Angewandte Statistik – Anwendung statistischer Methoden. Springer, Berlin 1999.
- [24] Taleb, N.N.: Narren des Zufalls. Die verborgene Rolle des Glücks an den Finanzmärkten und im Rest des Lebens. WILEY-VCH Verlag, Weinheim 2002.
- [25] Weingärtner, H.: Korrelation und Information – Zur Bestimmung der stochastischen Kontingenz zwischen metrisch, ordinal oder nominal skalierten Zufallsvariablen. Meteorol. Rdsch. 38 (1985), S. 1 – 8.