

Universität zu Köln
Geographisches Institut



Universität Bonn
INRES Bodenwissenschaften



Einfluss des globalen Klimawandels auf die räumliche und zeitliche Variabilität der Niederschlagserosivität in NRW

Abschlussbericht

2. August 2010

Landesamt für Natur,
Umwelt und Verbraucherschutz
Nordrhein-Westfalen



Autoren:

Peter Neuhaus¹

PD Dr. Peter Fiener¹

PD Dr. Johannes Botschek²

¹ Geographisches Institut, Universität zu Köln, Albertus Magnus Platz, 50923 Köln

² INRES Bodenwissenschaften, Universität Bonn, Nussallee 13, 53115 Bonn

Projektleitung, korrespondierender Autor:

PD Dr. Peter Fiener (peter.fiener@uni-koeln.de)

Auftraggeber:

LANUV

Landesamt für Natur,

Umwelt und Verbraucherschutz

Nordrhein-Westfalen

Leibnizstraße 10

45659 Recklinghausen

Projektkoordination:

Dr. Andrea Hädicke (Andrea.Haedicke@lanuv.nrw.de)



Das Projekt ist Teil der Anpassungspolitik des Landes Nordrhein-Westfalen und wurde mit Mitteln des Ministeriums für Umwelt und Naturschutz, Landwirtschaft und Verbraucherschutz Nordrhein-Westfalen finanziert. Weitere Informationen zum Thema Anpassung an den Klimawandel sowie die Anpassungsstrategie des Landes Nordrhein-Westfalen finden Sie im Internet unter: www.klimawandel.nrw.de.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Datengrundlage	3
3	Methoden	9
3.1	Datenprüfung und -aufbereitung	9
3.1.1	Plausibilitätsprüfung	9
3.1.2	Prozessierung	10
3.1.3	Lückenfüllung	11
3.1.4	Extremwertstatistik	11
3.1.5	Double-Mass-Analyse	15
3.1.6	Berechnung der Erosivität	16
3.2	Trendanalyse	17
3.2.1	Datenglättung	17
3.2.2	Lineare Regression	18
3.2.3	Mann-Kendall Test	20
3.2.4	Phasen	20
3.2.5	Autokorrelation	21
3.3	Unsicherheits- und Sensitivitätsanalysen	21
3.3.1	Konfidenzintervalle	21
3.3.2	Einfluss einzelner Jahre	22
3.3.3	Einfluss des Untersuchungszeitraums	22
3.4	Analysen zur Ereignis-Magnitude	23
3.5	Analysen zur Veränderung des Jahresgangs	24
4	Ergebnisse und Diskussion	25
4.1	Trends der jährlichen Erosivität	25
4.2	Einordnung in das überregionale Klimageschehen	32
4.3	Absicherung der Ergebnisse	34
4.4	Frequenz und Magnitude erosiver Ereignisse	40
4.4.1	Veränderung der Frequenz und der mittleren Erosivität der Ereignisse	42
4.4.2	Veränderung der Magnitude der Ereignisse	45
4.5	Beziehung zwischen Erosivität und Niederschlag	48
4.6	Jahresgang der Erosivität	51
4.7	Räumliche Variabilität	58
4.7.1	Räumliche Variabilität der Erosivität	58
4.7.2	Räumliche Variabilität der Trends	62

5	Schlussfolgerung	71
6	Quellen	75
A	Inhalt der DVD	77
B	Datenformate	79
B.1	Rohdaten LANUV	79
B.2	Lückengefüllte Rohdaten	80
B.3	Aufbereitete Zeitreihe	81
B.4	Aggregierte Daten	82
C	Software	85
C.1	Voraussetzungen	85
C.2	Funktionsbibliotheken	86
C.3	Skripte zur Datenaufbereitung	87
C.4	Skripte zur Datenauswertung	88

Abbildungsverzeichnis

2.1	Räumliche Lage der Stationen	5
3.1	Aufbereitung der Zeitreihen	10
3.2	Extremwertstatistik am Beispiel der Station Bochum	13
4.1	Langjähriger Verlauf des R-Faktors	25
4.2	Variabilität des jährlichen R-Faktors	26
4.3	Trends: gleitender Mittelwert, polynomielle Glättung	27
4.4	Trends: lineare Regression	28
4.5	Trends: Phasen	30
4.6	Autokorrelogramm der Erosivität	31
4.7	Jahresniederschlag im Vergleich mit Stationen aus NRW	32
4.8	AMO-Index und Niederschlagserosivität	33
4.9	95%-Konfidenzintervalle	34
4.10	Verteilung der Steigungen aus dem Bootstrapping-Verfahren	35
4.11	Regression unter Weglassung jeweils eines Jahres	36
4.12	Verteilung der Steigungen aus den linearen Regressionen unter Weglassung jeweils eines Jahres	37
4.13	Blockweise Regression	39
4.14	Größenverteilung der Ereignisse	40
4.15	Niederschlagsereignisse pro Jahr, mittlere Erosivität pro Ereignis (1937–2007)	43
4.16	Niederschlagsereignisse pro Jahr, mittlere Erosivität pro Ereignis (1973–2007)	44
4.17	Relative jährliche Anteile der einzelnen Größenklassen an der Gesamterosivität (Gesamtzeitraum)	46
4.18	Relative jährliche Anteile der einzelnen Größenklassen an der Gesamterosivität (partielle Regressionen)	47
4.19	Langjährige Trends in Erosivität, Niederschlag und R/N	48
4.20	Zusammenhang zwischen Erosivität und Niederschlag	50
4.21	Einfluss des Betrachtungszeitraums auf die Regressionsbeziehung zwischen R und N	50
4.22	Mittelwerte und Variabilität der monatlichen R-Faktoren	51
4.23	Trends in den monatlichen R-Faktoren	52
4.24	Jahresgang des Niederschlags und der Erosivität, Gesamtzeitraum und Phase IV	54
4.25	Jahresgang des Niederschlags und der Erosivität, Phase III und Phase IV	54
4.26	Jahresgang der Veränderung von Niederschlag und Erosivität	56

Abbildungsverzeichnis

4.27	Jahresgang der Veränderung von Niederschlag und Erosivität	56
4.28	Jahresgang der Bodenbedeckung unterschiedlicher agrarischer Nutzpflanzen	57
4.29	Karte der jährlichen Erosivität	59
4.30	Karte der jährlichen Niederschläge	60
4.31	Erosivität und Niederschlag in Abhängigkeit von der Höhe ü.N.N . . .	61
4.32	Karte der linearen Trends der Erosivität	63
4.33	Karte der linearen Trends der Niederschläge	64
4.34	Karte der monotonen Trends (Mann-Kendall Test) der Erosivität . . .	65
4.35	Karte der monotonen Trends (Mann-Kendall Test) Trends der Niederschläge	66
4.36	Trends Erosivität und Niederschlag in Abhängigkeit von der Höhe ü.N.N	67
4.37	Normalisierte Trends in Erosivität und Niederschlag in Abhängigkeit von der Höhe ü.N.N	67

Tabellenverzeichnis

2.1	Liste der Stationen	6
3.1	R-Schwellenwerte der Extremwertanalyse	13
3.2	Signifikanzniveaus	19
3.3	Ereignisgrößenklassen; Ereignisse der einzelnen Größenklassen haben jeweils den gleichen Anteil an der Erosivität des Gesamtzeitraums (1937–2007, Apr.–Nov.)	23
4.1	Parameter der linearen Regressionen und des Mann-Kendall Tests . .	29
4.2	95%-Konfidenzintervalle	35
4.3	Durchschnittliche Ereignishäufigkeiten und Quantile der Erosivität . .	41
4.4	Trends der Ereignishäufigkeit und mittleren Ereigniserosivität	42
4.5	Absolute und relative Trends der Erosivität, des Niederschlags und des R/N-Verhältnisses	49
4.6	Mittelwerte und Trends	68

1 Einleitung

Bodenerosion verursacht in Nordrhein-Westfalen immer wieder erhebliche Schäden auf landwirtschaftlichen Flächen, die sich in lokalen Ernteeinbußen nach Schadenserignissen und teilweise in einem langfristigen Verlust an Bodenfruchtbarkeit niederschlagen. Neben diesen sogenannten Onsite-Schäden sind teilweise erhebliche Schäden durch lokale Überflutungen mit entsprechend hohen Sedimentfrachten an privaten und öffentlichen Gebäuden sowie Infrastruktureinrichtungen zu verzeichnen. Darüber hinaus ist die Bodenerosion eine wesentliche Quelle diffuser Stoffeinträge in Oberflächengewässer, was unter anderem dem im Rahmen der Europäischen Wasserrahmenrichtlinie (EG-WRRL 2000) geforderten Erreichen einer guten ökologischen Gewässerqualität entgegensteht.

Die wesentlichste Ursache der Bodenerosion durch Wasser in Nordrhein-Westfalen sind vor allem intensive Starkniederschläge in den Monaten April bis Oktober. Eine Veränderung der Häufigkeit und/oder der Magnitude solcher Starkniederschläge wirkt sich folglich direkt auf das Erosionsgeschehen aus. Deshalb ist es von großem Interesse, ob im Rahmen des Klimawandels in Nordrhein-Westfalen eine Veränderung der Starkniederschläge und der damit im Zusammenhang stehenden Niederschlagserosivität (Definition siehe Kap. 3.1.6) stattfindet. Da bisher eine verlässliche Szenarienmodellierung von zumeist kleinräumigen, konvektiven Niederschlägen, die erhebliche Erosion verursachen können, mit einer entsprechend hohen zeitlichen Auflösung nicht möglich ist, bieten sich Trendanalysen bestehender zeitlich hochaufgelöster Niederschlagsdaten an um zu einer Einschätzung möglicher Veränderungen zu gelangen.

Ziel des vorliegenden Projektes war es, basierend auf einem umfangreichen (einzigartigen) Datensatz des Landesamtes für Natur, Umwelt und Verbraucherschutz Nordrhein-Westfalen (LANUV), folgende Analysen zur Regenerosivität durchzuführen:

- A. Trendanalyse zur Veränderung der jährlichen Regenerosivität berechnet aus hochauflösenden Niederschlagsdaten (5-min Werte). (a) Für den Zeitraum 1937-2007 anhand von 10 Stationen im zentralen Ruhrgebiet und (b) für den

1 Einleitung

Zeitraum 1973-2007 anhand von 53 Stationen aus ganz NRW.

- B. Analyse inwiefern potentielle Trends in der jährlichen Regenerosivität (1937-2007) ein Resultat von veränderter Frequenz und/oder Magnitude der Regenerosivität von Einzelereignissen darstellen. Dies ist v.a. hinsichtlich potentieller Anforderungen an empfehlenswerte Erosionsmodelle wichtig, da bei einer Verschiebung hin zu Extremereignissen bei ansonsten weitestgehend gleichbleibender Jahreserosivität Modelle die nur Jahresmittelwerte simulieren Veränderungen nicht nachvollziehen können.
- C. Analyse zum Zusammenhang zwischen jährlicher Regenerosivität und jährlichem Niederschlag (1937-2007), da dieser Zusammenhang beim Fehlen zeitlich hochaufgelöster Niederschlagsdaten oftmals zur Schätzung der jährlichen Regenerosivität herangezogen wird.
- D. Analyse zur Verschiebung des Jahresganges der Regenerosivität (1937-2007). Dies ist von besonderer Relevanz für die Anpassung von potentiellen Bodenschutzmaßnahmen in der Landwirtschaft.
- E. Analyse der Ursachen räumlicher Variabilität potentieller Trends der jährlichen Regenerosivität in Nordrhein-Westfalen anhand aller 53 verfügbaren Stationen für den Zeitraum 1973-2007.

Konventionen: Im Rahmen der vorliegenden Arbeit werden die Begriffe “Erosivität”, “Niederschlagserosivität”, “R-Faktor”, “R” sowie “Regen- und Oberflächenfaktor” synonym verwendet. Zur Unterscheidung der Statistiksoftware “R” von der Erosivität “R”, wird die Bezeichnung der Software in Schreibmaschinenschrift gesetzt. Sourcecode in “R”, “Perl” und “UNIX-Shell”, sowie im Text verwendete Namen von Programmbibliotheken, Variablen, Funktionen und Parametern werden ebenfalls in Schreibmaschinenschrift gesetzt.

2 Datengrundlage

Im Rahmen des Projektes wurden vom LANUV zeitlich hochaufgelöste (<5 min) Niederschlagszeitreihen von 144 Stationen aus NRW zur Verfügung gestellt. Betreiber dieser Stationen sind zum einen das LANUV selbst, sowie einzelne Wasserverbände und Kommunen. Die Daten wurden bereits für das ExUS-Projekt (Extremwertstatistische Untersuchung von Starkniederschlägen in NRW, ExUS 2010) zusammengetragen und einer Bearbeitung und Prüfung unterzogen (ExUS 2010, Kap. 3 und 4). Die Zeitreihen umfassen einen Zeitraum von 1931 bis 2008, wobei die längste Station 78 Jahre umfasst, die kürzeste 18 Jahre.

Um die Ergebnisse der Analysen nicht zu beeinflussen, wurden aus den zur Verfügung stehenden Zeitreihen diejenigen ausgeschlossen, deren Integrität durch Lücken zu stark beeinträchtigt ist. Als Ausschlusskriterien wurden festgelegt:

- mehr als 30% Lücken in einem Jahr
- mehr als 5% Lücken im Untersuchungszeitraum

Für die Fragestellung dieses Projektes wurden aus den verbleibenden Stationen zwei Untermengen ausgewählt:

1. **10 Langzeitstationen (1937–2007)** um die Entwicklung der Niederschlagserosivität über einen möglichst langen Zeitraum untersuchen zu können; gewählt wurden Stationen, die
 - das Jahr 2007 beinhalten und
 - mindestens 70 Jahre umfassen.

Die gewählten Stationen (Abb. 2.1, Tab. 2.1) liegen alle im zentralen Ruhrgebiet und werden von der Emschergenossenschaft und dem Lippeverband betrieben. Die Stationen weisen bezüglich der Jahresniederschläge eine hohe gegenseitige Korrelation auf (Pearson-R: 0.85–0.96). Die Jahres-R-Faktoren der Stationen korrelieren im allgemeinen wesentlich schlechter (Pearson-R: 0.06–0.82), was auf die Kleinräumigkeit extremer Ereignisse zurückzuführen ist. Um eben diese Auswirkungen von kleinräumigen Ereignissen, sowie Messfehlern

und Lücken zu minimieren, wurde aus diesen 10 Zeitreihen ein ungewichteter Mittelwert gebildet (“Mittelwertszeitreihe”). Diese Mittelwertszeitreihe ist Grundlage für alle Analysen im Zeitraum 1937–2007.

2. **53 Stationen mit 35-jährigen Zeitreihen (1973–2007)** um eine räumlich differenziertere Aussage über die Entwicklung der Regenerosivität in der jüngeren klimatischen Vergangenheit zu bekommen; ausgewählt wurden Stationen, die

- das Jahr 2007 beinhalten und
- mindestens 35 Jahre umfassen.

Der Zeitraum von 35 Jahren wurde aus zwei Gründen gewählt: 1.) aufgrund der hohen interannualen Variabilität der Niederschlagsregenerosivität muss ein hinreichend langer Zeitraum gewählt werden um zu interpretierbaren Aussagen zu kommen (vgl. Abschnitt 4.3 sowie Abb. 4.21); 2.) um die Vergleichbarkeit zu dem in der Langzeitanalyse ermittelten zweiten Trendabschnitt (Kap. 4.1) zu gewährleisten. Da es das Ziel der Auswertung ist, die räumliche Variabilität der Trends zu ermitteln wurde keine Mittelwertbildung wie bei den 10 Langzeitstationen durchgeführt.

Für die Trendanalyse werden nur die Monate April bis November berücksichtigt, da die R-Faktoren in den Wintermonaten aufgrund von Schneefall, Schneeschmelze, Messfehlern und Messausfällen mit einer großen Unsicherheit behaftet sind (vgl. SCHWERTMANN et. al., 1987, SAUERBORN, 1994). Die Werte für April bis November betragen im Mittel ca. 69% (Niederschlag) bzw. 88% (R-Faktoren) der berechneten Ganzjahreswerten. Die Daten des gesamten Jahres werden nur bei der Analyse der Veränderung des Jahresganges gezeigt, wobei auch hier die Veränderung in den Wintermonaten nicht interpretiert wird.



Abbildung 2.1: Räumliche Lage der ausgewählten Niederschlags-Stationen in Nordrhein-Westfalen; ○ Stationen von 1973–2007; ● Stationen von 1973–2007; Erläuterung siehe Tabelle 2.1.

Tabelle 2.1: Liste der Stationen; 71j: Stationen von 1937–2007

id	Stationsname	Abkürzung	71j	Höhe ü.N.N.
1	angertalka			97
2	bevertalsperrewv			297
3	bochum_dmt	BOC	×	77
4	boenen			66
5	bottropboye			40
6	bottropeigen			38
7	castroprauxelhabingh1	CAS	×	56
8	dinslakenemscherm			32
9	dorstenhasewinkel	DOR	×	35
10	dortmundaplerbeck			108
11	dortmundkurl	DKU	×	66
12	dortmundmarten	DMA	×	81
13	dortmundnettebach	DNE	×	70
14	duelkengrka			50
15	duelmen			75
16	duennwald1			48
17	duesseldorfgerresheim1			53
18	effeln			262
19	essenhesselbruch			37
20	essenlisbrwlanuv			155
21	essenstoppenberg			40
22	gelsenkirchenaltstadt			37
23	gelsenkirchenbismarck			36
24	gelsenkirchenhessler			34
25	gladbeckhahnenbach			33
26	halternka			41
27	hammmattenbecke			60
28	helgersdorfn			380
29	herfordn			77
30	herringen			62
31	hochdahlka			55
32	huenxe			27
33	lahnhofgeiersgrundn			520
34	leverkusengka			43
35	luenen	LUE	×	52
36	marlost			42
37	moehnetalsperre			238
38	oberhausenbuschhausen	OBE	×	33
39	ratingenka			39
40	recklinghsimreitwinkel	REC	×	54
41	rehringhausenn			390
42	rhynern			96

Fortsetzung ...

... *Fortsetzung*

id	Kurzname	Abkürzung	71j	Höhe ü.N.N.
43	rondorf			48
44	schwelmka			195
45	selm			50
46	solingenohlgska			78
47	starnold			53
48	unnabillmerich	UNN	×	123
49	versetalsperre			390
50	waltrop			53
51	wattenscheid			60
52	weiler1			45
53	westerholt			63

2 Datengrundlage

3 Methoden

Die Prüfung, Aufbereitung und Auswertung der Daten erfolgte durch eine Reihe von eigens erstellten Skripten in den Programmiersprachen Perl (PERL FOUNDATION, 2009) und UNIX-Shell sowie der statistischen Programmiersprache “R” (R DEVELOPEMENT CORE TEAM, 2009).

3.1 Datenprüfung und -aufbereitung

3.1.1 Plausibilitätsprüfung

Im Rahmen des ExUS-Projektes wurden die verwendeten Daten bereits einer eingehenden Prüfung auf Grenzwerte, konstante Werte und räumliche Konsistenz unterzogen (EXUS 2010: Kap. 4). Da diese Tests nur für Starkregenereignisse durchgeführt wurden, wurden zusätzliche Tests zur Detektion verbleibender potentiell fehlerhafter Daten durchgeführt:

- konstante Werte: >1 mm über mindestens 6 h - um das “Verschmieren” zweier Einzelereignisse zu einem zu detektieren,
- Extremwerte: $I_{max30} < 10$ mm/h (vgl. 3.1.6) und Niederschlagsmenge > 40 mm - um Ereignisse mit hohen Niederschlagsmengen, aber niedriger Niederschlagsintensität zu detektieren.

Die so ermittelten Ereignisse wurden individuell geprüft und in wenigen Fällen, in denen offensichtlich Messfehler vorlagen, korrigiert bzw. ausgeschlossen.

3.1.2 Prozessierung

Die vom LANUV zur Verfügung gestellten Daten liegen als nicht-äquidistante Zeitreihen von Niederschlagsintensitäten (mm/h) vor. Für die Berechnung der Regenerositäten ist es notwendig, weitere abgeleitete Größen zu ermitteln sowie diese Zeitreihen auf äquidistante Zeitschritte (5 min) zu resampeln. Diese Zeitreihen werden dann für die statistische Auswertung auf ereignisbezogene Werte, Tages-, Monats- und Jahreswerte aggregiert. Die Prozessierung der Rohdaten erfolgt durch eine Reihe von Perl-Skripten. Hierbei wird die Prozessierungskette (Abb. 3.1) zweimal durchlaufen: der erste Durchgang erfolgt mit den Rohdaten die noch nicht lückengefüllt sind. Mit den so erhaltenen Zeitreihen werden dann Korrelations- und Regressionsanalyse durchgeführt, die zur Lückenfüllung benötigt werden (vgl. Abschnitt 3.1.3). Die Extremwertanalyse (Abschnitt 3.1.4) wird ebenfalls auf Grundlage dieser ersten Zeitreihen vorgenommen; der Ausschluss der Extremereignisse und Lückenfüllung erfolgen dann in den Rohdaten. In diesem ersten Prozessierungsschritt wird für die 71-jährigen Zeitreihen auch eine Double-Mass-Analyse durchgeführt (vgl. 3.1.5), um die Daten der 10 betrachteten Stationen auf Homogenität zu prüfen. Der zweite Durchlauf der Prozessierungskette erfolgt dann auf Basis der korrigierten und lückengefüllten Rohdaten. Die hierbei generierten Zeitreihen und aggregierten Daten sind die Grundlage aller weiteren Analysen.

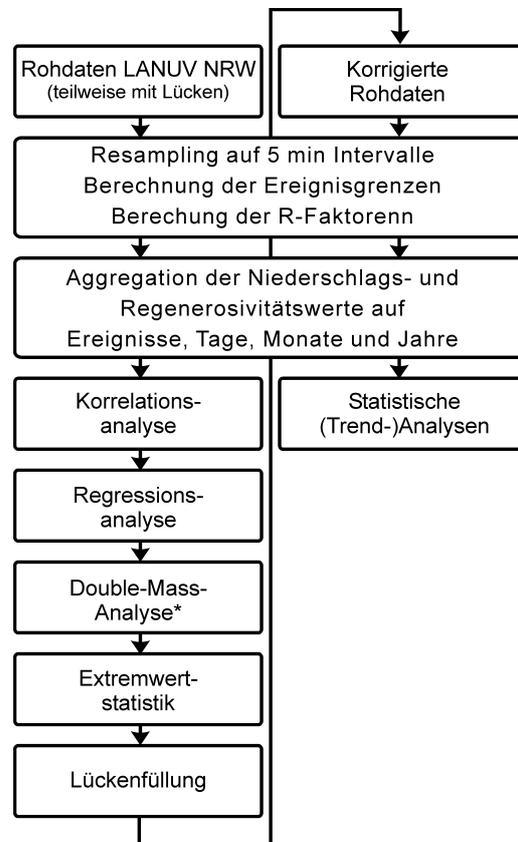


Abbildung 3.1: Aufbereitung der Zeitreihen; optionale Schritte sind mit “*” gekennzeichnet.

3.1.3 Lückenfüllung

Die Zeitreihen sind bereits teilweise durch die Datenlieferanten und das ExUS-Projekt lückengefüllt. Die verbleibenden Lücken wurden nach folgendem Verfahren gefüllt:

1. Zu der zu füllenden Zeitreihe A wird die Zeitreihe B gesucht, deren jährliche R-Faktoren (der eigentlichen Zielvariablen der statistischen Analyse) die höchste Korrelation mit Zeitreihe A hat;
2. Es wird ein Regressionsfaktor f für die Jahresniederschlagsmenge (der Ausgangsvariable in den Rohdaten) ermittelt, so dass $N_A = f \cdot N_B + \epsilon$ (N_A, N_B : Jahresniederschläge der Stationen A und B, ϵ : Residuen);
3. Das zu füllende Zeitintervall wird aus den Rohdaten von B kopiert, der Niederschlagswert mit dem Regressionsfaktor f multipliziert und in die Rohdaten von A eingesetzt;

3.1.4 Extremwertstatistik

Damit extreme Niederschlagsereignisse, die nicht repräsentativ für den betrachteten Zeitraum sind, die Analyse nicht beeinflussen oder verfälschen, werden diese im Vorfeld ausgeschlossen. Für die 71-jährigen Zeitreihen wurde festgelegt, alle Ereignisse mit einer Wiederkehrzeit von mehr als 100 Jahren auszuschliessen. SCHWERTMANN et al. (1987) und die DIN 19708 schliessen bereits Ereignisse mit einer Wiederkehrzeit von mehr als 30 Jahren aus, jedoch sind die betrachteten Zeitreihen auch deutlich kürzer. Damit die Analysen der 35-jährigen Zeitreihen hierzu vergleichbar sind, wurde hier ebenfalls als Ausschlusskriterium eine maximale Wiederkehrzeit von 100 Jahren festgelegt. Die Ermittlung der Schwellenwerte basiert darauf, eine Gumbel- bzw. Extremal-I-Verteilung (Gleichung 3.1) an die durch ein Rankingverfahren (Gleichung 3.2) geschätzten Wiederkehrzeiten der Jahresmaxima einer Zeitreihe zu fiten.

$$Y_{T^*} = u + w \cdot \left(-\ln \ln \frac{T^*}{T^* - 1} \right) \quad (3.1)$$

mit

Y_{T^*}	Zielvariable mit Wiederkehrzeit T^*
T^*	Wiederkehrzeit [a] des Jahresmaximums
u, w	Lageparameter der Verteilungsfunktion

3 Methoden

Wobei in diesem Fall Y_{T^*} die ereignisbezogenen R-Faktoren sind.

Für die Extremwertstatistik wurde das Verfahren nach ATV-DVWK (1985) angewendet, welches im Folgenden kurz beschrieben werden soll. Im Unterschied zu ATV-DVWK wird die Extremwertstatistik jedoch nicht für das Niederschlagsvolumen sondern für die Regenerosivität durchgeführt, da dies die eigentliche Zielgröße für die weiteren Analysen ist und die Niederschlagsvolumina die Intensität von Ereignissen nicht berücksichtigen.

Zunächst wird für jedes Jahresmaximum eine Wiederkehrzeit T_k nach einem Ranking-Verfahren geschätzt (ATV-DVWK 1985: 6):

$$T_k = \frac{L + 0.2}{k - 0.4} \quad (3.2)$$

mit

T_k	geschätzte Wiederkehrzeit des k -ten Jahresmaximums
L	Länge der Messreihe [a]
k	Laufindex der nach Größe absteigend geordneten Jahresmaxima

Nach einer Transformation der x-Achse mit

$$x_i = -\ln \ln \frac{T_i^*}{T_i^* - 1} \quad (3.3)$$

wird die kumulative Verteilungsfunktion als Gerade dargestellt. Anschließend wird der Zusammenhang zwischen der abhängigen Variablen und den so transformierten Wiederkehrzeiten als lineare Regression berechnet und der gesuchte Schwellenwert wird für die gewünschte maximale Wiederkehrzeit aus dem Diagramm abgelesen werden (vgl. Abb. 3.2)

Zur Absicherung der Ergebnisse aus dem ATV-DVWK-Verfahren wurden zwei weitere Verfahren angewendet. Zum einen ein angepasstes ATV-DVWK-Verfahren, bei dem durch eine robuste Regression (R-Funktion `r1m()`) ein weniger von Ausreißern beeinflusster Fit an die theoretische Verteilung erfolgt, zum anderen die R-Library `ismev` (COLES 2001: 46f.), bei der ein Maximum-Likelihood-Fitter verwendet wird.

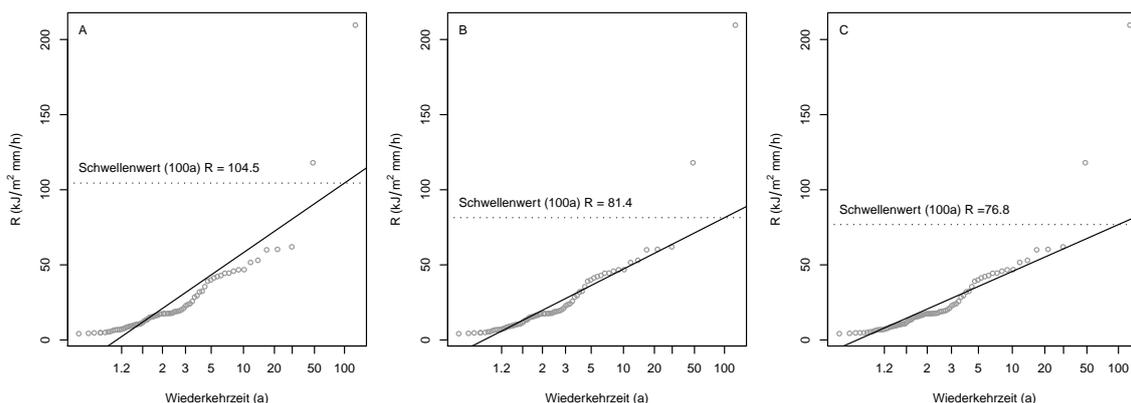


Abbildung 3.2: Extremwertstatistik am Beispiel der Station Bochum DMT, Bestimmung der Schwellenwerte der Regenerosivität nach unterschiedlichen Verfahren: ATV-DVWK (A), ATV-DVWK mit robuster Regression (B) und *ismev* (C); grau die Jahresmaximalereignisse mit geschätzten Wiederkehrzeiten.

Tabelle 3.1: Schwellenwerte der Regenerosivität für Extremereignisse mit einer Wiederkehrzeit von 100 Jahren (R_{100} [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$]), ermittelt nach ATV-DVWK (1985); n_{35} : Anzahl der ausgeschlossenen Ereignisse bei 35-jährigen Zeitreihen, n_{71} : Anzahl der ausgeschlossenen Ereignisse bei 71-jährigen Zeitreihen

Station	R_{100}	n_{35}	n_{71}
angertalka	69.2	1	
bevertalsperrewv	51.7	1	
bochum_dmt	104.5	1	2
boenen	42.9	0	
bottropboye	52.9	0	
bottropeigen	70.1	0	
castroprauxelhabingh1	96.5	2	4
dinslakenemscherm	101.4	1	
dorstenhasewinkel	70.2	1	2
dortmundaplerbeck	93.0	2	
dortmundkurl	138.2	1	2
dortmundmarten	103.6	0	1
dortmundnettebach	98.7	0	2
duelkengrka	67.6	1	
duelmen	78.7	0	
duennwald1	53.6	0	
duesseldorfgerresheim1	76.3	0	
effeln	77.9	1	
essenhesselbruch	71.0	1	
essenlisbrwlanuv	76.1	1	
essenstoppenberg	72.3	0	

Fortsetzung ...

3 Methoden

... Fortsetzung

Station	R ₁₀₀	n ₃₅	n ₇₁
gelsenkirchenaltstadt	63.4	0	
gelsenkirchenbismarck	62.9	0	
gelsenkirchenhessler	74.7	0	
gladbeckhahnenbach	68.5	0	
halternka	86.4	1	
hammmattenbecke	64.2	1	
helgersdorfn	67.4	1	
herfordn	88.5	1	
herringen	64.3	0	
hochdahlka	65.3	0	
huenxe	56.0	0	
lahnhofgeiersgrundn	68.8	1	
leverkusengka	49.1	0	
luenen	95.1	2	3
marlost	85.6	2	
moehnetalsperre	114.9	0	
oberhausenbuschhausen	71.6	2	2
ratingenka	46.6	0	
recklingsimreitwinkel	68.0	1	1
rehringhausenn	69.6	1	
rhynern	59.8	1	
rondorf	78.6	0	
schwelmka	79.4	0	
selm	101.0	1	
solingenohligska	91.5	2	
starnold	91.1	1	
unnabillmerich	70.4	2	3
versetalsperre	100.3	1	
waltrop	106.1	1	
wattenscheid	69.3	0	
weiler1	66.8	1	
westerholt	96.9	1	

Insgesamt liefert das Standard-ATV-DVWK-Verfahren die höchsten Schwellenwerte (vgl. Tab. 3.1). Die Werte aus dem ATV-DVWK-Verfahren mit robuster Regression liegen ca. 20–30% darunter. Die Schwellenwerte aus dem ismev-Verfahren liegen noch geringfügig darunter (Abb. 3.2). Die Anzahl der auszuschliessenden Ereignisse liegt bei allen drei Verfahren über der zu erwartenden Häufigkeit für ein über 100-jähriges Ereignis in einem insgesamt 710 Jahre umfassenden Datensatz. Aus diesem Grund wurde das Standard-ATV-DVWK-Verfahren gewählt, welches die höchsten Schwellenwerte aufzeigt und somit die wenigsten Ereignisse ausschließt. Die angewandten Schwellenwerte können der Tabelle 3.1 entnommen werden. Bei

den 71-jährigen Zeitreihen wurden im Mittel 2.2 Ereignisse pro Station ausgeschlossen (1–4 Ereignisse, 70.9–293.2 kJ/m² · mm/h), bei den 35-jährigen Zeitreihen wurden im Mittel 0.7 Ereignisse pro Station ausgeschlossen (0–2 Ereignisse, 53.4–293.2 kJ/m² · mm/h).

3.1.5 Double-Mass-Analyse

Um eventuelle systematische Messfehler in den Zeitreihen die aus Umstellungen der Messtechnik oder Änderungen der Stationsumgebung resultieren zu detektieren, wurde als einfacher relativer Homogenitätstest eine Double-Mass-Analyse für die zehn 71-jährigen Zeitreihen durchgeführt (SEARCY & HARDISON 1960). Hierbei werden die kumulativen Summen einer Messreihe gegen eine Vergleichsmessreihe aufgetragen. Die Vergleichsmessreihe muss dabei sehr gut mit der zu prüfenden Messreihe korrelieren und sollte selbst möglichst frei von Inhomogenitäten sein. Im Falle, dass beide Messreihen homogen (also ohne Veränderung der Messsituation) sind, bleibt das Verhältnis der kumulativen Summen über den gesamten Zeitraum gleich. Die gegeneinander aufgetragenen Messreihen zeigen dann eine Gerade. Tritt eine systematische Veränderung in einer der Messreihen auf, verändert sich das Verhältnis der kumulativen Summen und somit die Steigung der Geraden ab diesem Punkt. Über die Identifizierung der Knickpunkte im Double-Mass-Plot lassen sich also Inhomogenitäten (also systematische Veränderungen) in einer Messreihe detektieren.

Da keine externe Messreihe einer räumlich vergleichbaren Station zu Verfügung steht, wurden die einzelnen Zeitreihen gegen die Mittelwerte aus allen Zeitreihen verglichen. Die ausgeführten Analysen ergeben keine signifikanten Befunde. Insbesondere gibt es keine Übereinstimmungen mit den von Emschergenossenschaft/Lippeverband zur Verfügung gestellten historischen Stationsinformationen, deshalb wurde keine Double-Mass-Korrektur durchgeführt. Die 35-jährigen Zeitreihen sind zu kurz für eine aussagekräftige Double-Mass-Analyse.

3.1.6 Berechnung der Erosivität

Niederschlagserosivität beschreibt die potentielle Fähigkeit des Niederschlags, durch seine kinetische Energie Erosion zu bewirken und das losgelöste Bodenmaterial mit dem Abfluss zu transportieren. Da die kinetische Energie des Niederschlages aus gängigen Niederschlagsmessungen nicht direkt abgeleitet werden kann, wird die Niederschlagserosivität aus der Niederschlagsmenge und -intensität abgeleitet. Die Berechnung geht auf die ursprüngliche Universal Soil Loss Equation (WISCHMEIER et al., 1960) bzw. deren deutsche Übertragung in die Allgemeine Bodenabtragungsgleichung (ABAG; SCHWERTMANN et al., 1987; DIN 19708) zurück. Die Niederschlagserosivität wird in diesen Modellansätzen (Gleichung 3.4) als R-Faktor bezeichnet.

$$A = R \cdot K \cdot L \cdot S \cdot C \cdot P \quad (3.4)$$

mit:

A	Langjähriger, mittlerer Bodenabtrag [t ha ⁻¹]
R	Regen- und Oberflächenabflußfaktor (R-Faktor) [kJ m ⁻² · mm h ⁻¹ , N h ⁻¹]
K	Bodenerodierbarkeitsfaktor [t h ha ⁻¹ N ⁻¹]
L	Hanglängenfaktor
S	Hangneigungsfaktor
C	Bedeckungs-/Bearbeitungsfaktor
P	Erosionsschutzfaktor

Die Berechnung der R-Faktoren erfolgt im Rahmen des Projektes nach DIN 19708. Der R-Faktor wird zunächst für die einzelnen Niederschlagsereignisse berechnet. Ein Ereignis gilt als beendet, wenn innerhalb von 6 Stunden nicht mehr als 1 mm Niederschlag fällt.

Erosivität R_E eines Ereignisses:

$$R_E = \begin{cases} \sum_i R_i = \sum_i E_i \cdot I_{max30} & N_E \geq 10 \text{ mm} \vee I_{max30} \geq 10 \text{ mm/h} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (3.5)$$

mit:

$$E_i = \begin{cases} 0 & I_i < 0.05 \\ \{11.89 + (8.73 \cdot \log I_i)\} \cdot N_i \cdot 10^{-3} & 0.05 \leq I_i \leq 76.2 \\ 28.33 \cdot N_i \cdot 10^{-3} & I_i > 76.2 \end{cases} \quad (3.6)$$

wobei:

- i Zeitschritt
- R_i Niederschlagserosivität im Zeitschritt i [$\text{kJ m}^{-2} \cdot \text{mm h}^{-1}$]
- E_i Kinetische Energiedichte d. Niederschl. im Zeitschritt i [kJ m^{-2}]
- I_i Intensität des Niederschlags im Zeitschritt i [mm h^{-1}]
- N_i Niederschlagshöhe im Zeitschritt i [mm]
- N_E Niederschlagshöhe des Ereignisses i [mm]
- I_{max30} Maximale 30-Minuten-Intensität (Ereignis) [mm h^{-1}]

Der Jahres-R-Faktor wird durch Aufsummieren aller Ereignis-R-Faktoren eines Jahres gebildet.

3.2 Trendanalyse

Zur Untersuchung langfristiger Trends wurden verschiedene Methoden angewendet, um ein möglichst differenziertes Bild der Entwicklung der Regenerosivität zu bekommen. Ziel der Analysen ist es, unterschiedliche Aspekte der zeitlichen Entwicklung herauszuarbeiten, sowie bereits gefundene Ergebnisse zu ergänzen und abzusichern.

3.2.1 Datenglättung

Die Jahres-R-Faktoren haben eine hohe interannuale Variabilität. Um den generellen Verlauf der Erosivität aus diesem "Rauschen" herauszufiltern und eventuelle Muster bzw. Trends zu erkennen, wurden zwei Verfahren angewandt:

Gleitender Mittelwert

Die Mittelwertszeitreihe wurde mit einem symmetrischen, ungewichteten gleitenden Mittelwert über 11 Jahre geglättet. Hierbei wird für jedes Jahr das arithmetische

3 Methoden

Mittel aus den 5 vorangehenden Jahren, den 5 nachfolgenden Jahren sowie dem Wert für das Jahr selbst gebildet. Jeder Punkt in der so geglätteten Datenreihe repräsentiert somit den Mittelwert über ca. eine Dekade. Der Nachteil dieser Methode ist, dass nach wie vor interannuale Schwankungen vorhanden sind, und dass an den Rändern jeweils die ersten und die letzten 5 Jahre nicht berechnet werden können.

Zur Berechnung des gleitenden Mittelwertes `x.ma` aus der Zeitreihe `x` wurde die Standard-R-Funktion `filter()` verwendet:

```
x.ma <- filter(x, rep(1/11, 11), sides=2)
```

Polynomielle Glättung (LOESS)

Um Schwankungen der Erosivität über große Perioden (oberhalb einer Dekade) zu identifizieren, wurde das polynomielle Glättungsverfahren “LOESS” (CLEVELAND et al. 1992) angewendet. LOESS ist eine lokal gewichtete polynomielle Regression. Hierbei wird für jeden Datenpunkt ein Polynom zweiten Grades durch die trikubisch gewichteten Punkte seiner Nachbarschaft gelegt. Der Grad der Glättung wird hierbei durch die Spanne der Gewichtungsfunktion bestimmt (Parameter `span`). Dieser Parameter wurde so gewählt, dass die LOESS-Kurve dem Verlauf des gleitenden Mittelwertes angepasst ist, ohne jedoch den jährlichen Schwankungen zu folgen.

Zur Berechnung der LOESS-Glättung `x.loess` aus der Zeitreihe `x` wurde die Standard-R-Funktion `loess()` verwendet:

```
model <- loess(x ~ years, span=0.5)
x.loess <- fitted(model)
```

3.2.2 Lineare Regression

Zur Quantifizierung der Trends wurden lineare Regressionen gerechnet. Die Daten der Mittelwertzeitreihe sind hinreichend normalverteilt, so dass die Anwendung dieses Verfahrens adequat erscheint.

Zur Ermittlung des Signifikanzniveaus wurde der zweiseitige t-Test durchgeführt. Der durch den t-Test ermittelte p -Wert ($0 \leq p \leq 1$) gibt an, wie groß die Wahrscheinlichkeit ist, dass die Steigung der Regressionsgerade nicht von 0 verschieden ist (Irrtumswahrscheinlichkeit). Als Schwellenwert für die Interpretierbarkeit einer Regressionsgleichung wird im Rahmen der vorliegenden Arbeit ein Signifikanzniveau von $p \leq 0.1$ vorausgesetzt. Das Signifikanzniveau wird entsprechend der gängigen Konventionen (Tab. 3.2) angegeben.

Tabelle 3.2: Signifikanzniveaus

p	Signifikanzniveau	Symbol	Beschreibung
≤ 0.1	10%	.	schwach signifikant
≤ 0.05	5%	*	signifikant
≤ 0.01	1%	**	hochsignifikant
≤ 0.001	0.1%	***	höchstsignifikant

Darüberhinaus wurde für jede Regression das Bestimmtheitsmaß R^2 ($0 \leq R^2 \leq 1$) berechnet. Das R^2 ist ein Gütemaß für den linearen Zusammenhang zweier Variablen und gibt an, zu welchem Anteil die Variabilität der Zielgröße (hier: Erosivität, Niederschlag) durch die Regression erklärt werden kann.

Zur Berechnung des Regressionsmodells m aus der Zeitreihe x wurde die Standard-R-Funktion `lm()` (Linear Model) verwendet. Die Regressionsparameter, das Bestimmtheitsmaß R^2 , sowie die Parameter des t-Tests liefert die Funktion `summary()`:

```
m <- lm(x ~ years)
summary(m)
```

Die Parameter der Regressionsgleichung werden in den Abbildungen folgendermaßen dargestellt (Beispiel):

$$y = \underbrace{1.17}_a x \underbrace{-5.42}_b, \underbrace{R^2 = 0.41}_c, \underbrace{p < 0.001}_d$$

mit

- a Steigung
- b y-Achsenabschnitt
- c Bestimmtheitsmaß
- d Signifikanzniveau

Um die Stärke von Trends in unterschiedlich skalierten Datenreihen (z.B. Erosivität und Niederschlag) vergleichbar zu machen, wird oftmals zusätzlich der relative Trend berechnet. Hierunter wird die Steigung der Regressionsgeraden als Prozent des Mittelwertes der Datenreihe verstanden.

Neben der Regression über den Gesamtzeitraum wurde auch eine Regression über den zweiten Trendabschnitt ab Anfang der 70er Jahre bis 2007 gerechnet. Zur Er-

3 Methoden

mittlung des geeigneten Startpunktes für diesen Trendabschnitt wurden iterativ lineare Regressionen über ein immer weiter zurückreichendes Zeitfenster gerechnet, wobei beginnend im Jahr 2007 mindestens 20 Jahre abgedeckt sein müssen. Als Anfangspunkt für den zweiten Trendabschnitt wurde dann das Startjahr gewählt für das die Regression die geringste Summe der Fehlerquadrate zeigt.

3.2.3 Mann-Kendall Test

Der Mann-Kendall Test ist ein nicht-parametrisches (d.h. unabhängig von der Verteilung der Daten) Rang-Korrelationsverfahren, welches die Frage beantwortet, ob in den vorliegenden Daten ein monotoner (d.h. ein kontinuierlich steigender bzw. fallender) Trend vorliegt, oder nicht. Der τ -Wert gibt hierbei die Stärke eines monotonen Trends in der Datenreihe an (1: monoton steigender Trend, -1: monoton fallender Trend, 0: kein Trend). Ebenso liefert der Mann-Kendall Test ein Signifikanzniveau (p-Wert) für den jeweiligen τ -Wert (MCLEOD 2009).

Die Berechnung des Mann-Kendall Tests erfolgte mittels der Funktion `MannKendall()` aus der R-Library `Kendall`:

```
mk <- MannKendall(r.mean.yearly)
```

3.2.4 Phasen

Die geglätteten Trendlinien (Abb. 4.3) deuten durch ihren Verlauf an, dass es Phasen mit hoher und niedriger Erosivität (relativ zum Mittelwert) gibt. Um eine möglichst objektive Einteilung der Phasenabschnitte zu bekommen wurde folgendes Verfahren angewendet:

- Vorbedingungen: 4 Phasen, einzelne Phasen mit mindestens 10 Jahren
- es werden iterativ alle möglichen Permutationen der Phasengrenzen ermittelt
- für jede der möglichen Aufteilungen wird eine Varianzanalyse durchgeführt
- es wird diejenige Phaseneinteilung gewählt, bei der bezogen auf die Phasemittelwerte die Summe der Fehlerquadrate minimal ist

Für die Durchführung des Verfahrens wurden die R-Funktionen `find.anova.borders()` und `calc.multiple.anova()` programmiert.

3.2.5 Autokorrelation

Autokorrelation ist die Korrelation einer geordneten Datenreihe mit sich selbst, wobei man die Datenreihe um zunehmend größer werdende Zeitintervalle (dem sogenannten “Lag”) gegeneinander verschiebt. Für jeden Lag l wird der Korrelationskoeffizient R ermittelt; er gibt an, wie groß die Abhängigkeit eines Wertes zu einem Wert l Zeitschritte vorher ist. Bei Lag $l = 0$ ist die Korrelation immer perfekt ($R = 1$). Weicht der Korrelationskoeffizient für einen gegebenen Lag l signifikant von 0 ab, so besteht eine Autokorrelation mit Lag l . Bei signifikanter Autokorrelation können auf Autokorrelation basierende Modelle wie etwa ARMA und ARIMA zur Analyse der Trends verwendet werden. Diese Modelle haben den Vorteil, dass sie aufgrund der Autokorrelation in gewissem Umfang Prognosen erlauben.

Zur Berechnung der Autokorrelation einer Zeitreihe \mathbf{x} wurde die Standard-R-Funktion `acf` verwendet:

```
acf(x)
```

Aufgrund der nicht signifikanten Autokorrelation (vgl. Kap. 4.1) wurde auf die Anwendung von Autokorrelationsmodellen verzichtet.

3.3 Unsicherheits- und Sensitivitätsanalysen

3.3.1 Konfidenzintervalle

Da bei Abweichungen von der Normalverteilung die Berechnung der Konfidenzintervalle aus den Regressionsparametern problematisch ist, wurde bei der Mittelwertzeitreihe das nichtparametrische (verteilungsunabhängige) Bootstrapping-Verfahren angewendet. Bei einer bekannten Verteilung (z.B. Normalverteilung) können Konfidenzintervalle für statistische Parameter θ (z.B. Regressionsparameter) mathematisch abgeleitet werden. Beim Bootstrapping-Verfahren werden die Konfidenzintervalle unabhängig von der zugrunde liegenden Verteilung direkt aus der vorhandenen Stichprobe abgeleitet. Hierzu wird die vorliegende Stichprobe S (der Länge n) als Approximation der Grundgesamtheit betrachtet. Aus S werden nun eine große Anzahl von Zufallsstichproben S'_i der Größe n gezogen (Stichprobe mit zurücklegen, d.h. einzelne Werte können mehrfach auftreten, andere Werte treten überhaupt nicht auf). Für die einzelnen Zufallsstichproben S'_i wird nun der gewünschte Parameter θ'_i berechnet. Aus der Verteilung der θ'_i kann nun das Konfidenzintervall für den Parameter θ der Ausgangsstichprobe S abgeleitet werden (CANTY & RIPLEY 2009;

3 Methoden

DAVISON & HINKLEY 1997; FOX 2008).

Im Fall der 71-jährigen Zeitreihen heißt dies: Aus den 71 Jahreswerten wurden 1000 Zufallsstichproben mit jeweils 71 Werten gezogen. In einer Zufallsstichprobe können einige Jahre gar nicht, andere dafür mehrfach vorkommen. Für jede dieser Zufallsstichproben wurde eine lineare Regression gerechnet und aus der Verteilung der so gewonnen Regressionsgeraden das 95%-Konfidenzintervall für die Steigung abgeleitet.

Die Durchführung des Bootstrappings erfolgte mittels der Funktion `boot()` aus der R-Library `boot`, sowie der eigens definierten Hilfsfunktion `boot.statistics()`:

```
boot.statistics <- function(data, indices, ...)  
{  
  x <- (1:length(data))[indices]  
  y <- data[indices]  
  m <- lm(y ~ x, ...)  
  return(coef(m))  
}  
r.mean.boot <- boot(r.mean.yearly, boot.statistics, R=1000)
```

3.3.2 Einfluss einzelner Jahre

Um den Einfluss einzelner (evtl. extremer) Jahre auf die ermittelten Trends abzuschätzen, wurde das sogenannte Jackknife-Verfahren durchgeführt: aus den vorliegenden 71 Jahren wurden 71 neue Zeitreihen erstellt, bei denen jeweils jedes Jahr einmal weggelassen wurde. Über diese 71 Zeitreihen mit einer Lücke von jeweils einem Jahr wurden dann Regressionen für den Gesamtzeitraum (1937–2007) und 1937–1968 u. 1973–2007 gerechnet. Die Schar der so erhaltenen Geraden um die Regressionsgeraden über alle Jahre gibt also die Spannweite des Einflusses einzelner Jahre auf den Gesamttrend an.

Für die Ermittlung der Regressionsparameter durch das Jackknife-Verfahren wurde eigens eine Funktion `jackknife.regression()` in R programmiert:

```
r.jackknifed <- jackknife.regression(1937:2007, r.mean.yearly)
```

3.3.3 Einfluss des Untersuchungszeitraums

Um eine Abschätzung des Einflusses des betrachteten Zeitraums auf die ermittelten Trends zu bekommen wurde folgendes Verfahren angewendet: über den Gesamtzeit-

raum wurde ein 30-Jahres Fenster geschoben und ausgehend vom Anfangsjahr 1937 jeweils eine lineare Regression über den Zeitraum von 30 Jahren gerechnet. Dies erlaubt den Einfluss des Untersuchungszeitraums zu bewerten und sollte bei der Interpretation der Ergebnisse aus den Trendanalysen berücksichtigt werden.

Die Berechnung der Regressionen erfolgte mittels einer eigens programmierten Funktion `block.regression()` in R:

```
block.regression(1937:2007, r.mean.yearly, block.width=30, plot=TRUE)
```

3.4 Analysen zur Ereignis-Magnitude

Um zu untersuchen, inwieweit für die beobachteten Trends der Erosivität eine Zunahme extremer Erosionsereignisse verantwortlich ist, wurde eine Einteilung der Ereignisse in Größenklassen vorgenommen. Hierbei wurden 5 Klassen gebildet, die bezogen auf den Gesamtzeitraum (1937–2007) jeweils den gleichen Anteil an der Gesamterosivität (20%) haben (Tab. 3.3).

Tabelle 3.3: Ereignisgrößenklassen; Ereignisse der einzelnen Größenklassen haben jeweils den gleichen Anteil an der Erosivität des Gesamtzeitraums (1937–2007, Apr.–Nov.)

Klasse	Klassenintervall (kJ/m ² · mm/h)	Anzahl Ereignisse	Anteil (Erosivität)
I	0.1 – 2.3	6531	20%
II	>2.3 – 4.7	2451	20%
III	>4.7 – 9.6	1247	20%
IV	>9.6 – 21.4	576	20%
V	>21.4 – 72.5	243	20%
Gesamt		11048	100%

Basierend auf dieser Größenklasseneinteilung wird anschließend untersucht, inwiefern sich Veränderungen der jeweiligen Größenklasse über die Zeit nachweisen lassen. Diese Analyse wird für die Veränderung des Anteils jeder Größenklasse an der gesamten Erosivität durchgeführt.

3.5 Analysen zur Veränderung des Jahresgangs

Zur Untersuchung des Jahresgangs der Erosivität und des Niederschlages sowie der Veränderung des Jahresgangs wurde folgendes Verfahren angewendet:

- Bildung von Tagesmittelwerten aus den 10 Stationen im zentralen Ruhrgebiet über den betrachteten Zeitraum (1937–2007)
- polynomielle Glättung (LOESS, vgl. 3.2) der Tagesmittelwerte, so dass Schwankungen mit einer Periodizität unterhalb von 30 Tagen herausgefiltert werden.

Die Berechnung der geglätteten Tagesmittelwerte erfolgte mittels der eigens erstellten Funktionen `get.yearly.cycle()` und `loess.circular()` in R:

```
r.daily.mean <- get.yearly.cycle(r.daily)
r.daily.smoothed <- loess.circular(r.daily.mean, span=0.125)
```

4 Ergebnisse und Diskussion

4.1 Trends der jährlichen Erosivität

Die Analyse der langfristigen Trends der Erosivität stützt sich im Wesentlichen auf die Mittelwertszeitreihe von 1937 bis 2007 (Abb. 4.1), eingeschränkt auf die Monate April bis November (vgl. Kap. 2). Die R-Faktoren der einzelnen Zeitreihen zeigen eine sehr hohe interannuale Variabilität (Variationskoeffizient 0.45–0.61), die durch eine Bildung des Mittelwerts über alle Stationen (Mittelwertszeitreihe) reduziert wird (Variationskoeffizient 0.37), aber immer noch deutlich ist (Abb. 4.2).

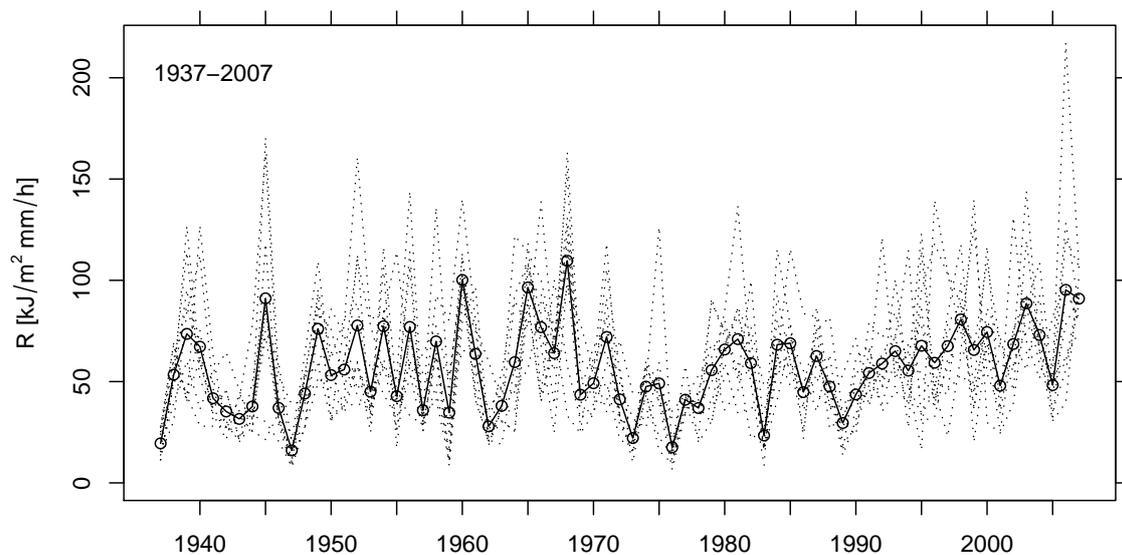


Abbildung 4.1: Langjähriger Verlauf des R-Faktors (1937–2007, Apr.–Nov.); gestrichelt: Verlauf des R-Faktors der 10 einzelnen Stationen, durchgezogene Linie: Mittelwertszeitreihe des R-Faktors.

4 Ergebnisse und Diskussion

Wie groß die jährlichen Unterschiede in der Erosivität (Apr.–Nov.) sind, verdeutlicht Abb. 4.2. Bei den einzelnen Stationen liegen die maximalen jährlichen R-Faktoren um den Faktor 10–25 über den minimalen, sowie um den Faktor 2–4 über den mittleren R-Faktoren. In 50% der Jahre liegt der R-Faktor zwischen 30–45 und 65–85 $\text{kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$. Langfristig gesehen wird durchschnittlich in jedem 4. Jahr (75%-Quantil) der mittlere R-Faktor um ca. 20–35%, in jedem 10. Jahr (90%-Quantil) um ca. 60–80% überschritten. Dies veranschaulicht, dass der mittlere R-Faktor wenig geeignet ist, die Erosivität einzelner Jahre vorherzusagen.

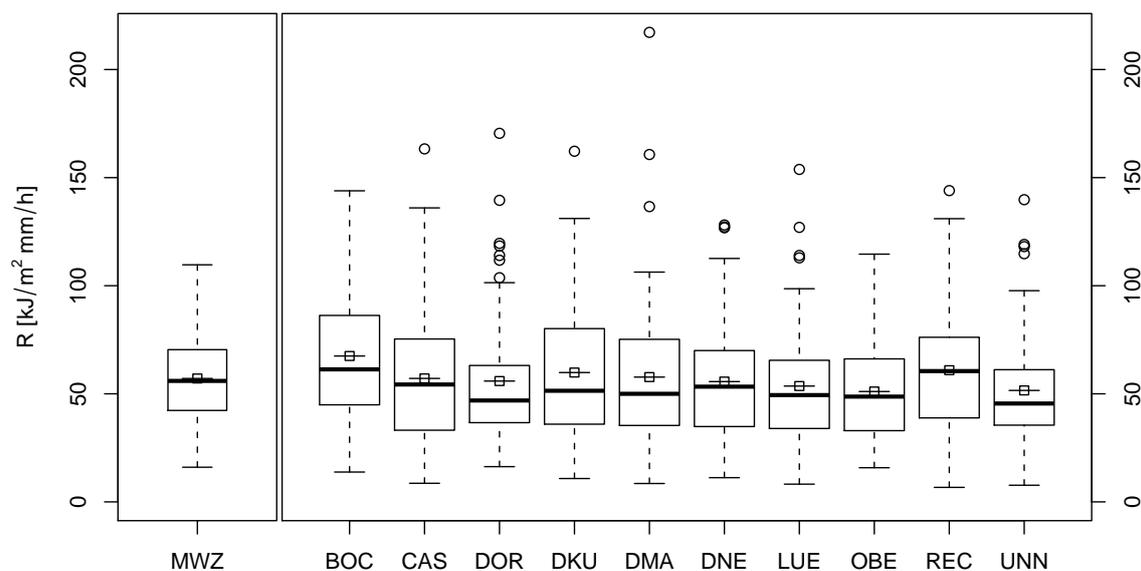


Abbildung 4.2: Variabilität des jährlichen R-Faktors (1937–2007, Apr.–Nov.) für die Mittelwertszeitreihe (MWZ) und die einzelnen Stationen (Stationsabkürzungen siehe Tab. 2.1); Boxplots: 1. Quartil, Median, 3. Quartil, Whiskers max. $1.5 \times$ Interquartilsabstand, “o”: Ausreisser; “ \boxplus ”: Mittelwert.

Datenglättung

Aufgrund der hohen jährlichen Schwankungen der Zeitreihe werden zunächst Glättungsverfahren (Gleitender Mittelwert, polynomielle Glättung, vgl. Abschnitt 3.2) eingesetzt, die über ein größeres Zeitfenster (ca. eine Dekade) integrieren und somit die hochfrequenten (jährlichen) Schwankungen herausfiltern. Die so erhaltenen Trendlinien zeigen folgenden Verlauf der Erosivität:

- ein Ansteigen von 1937 bis Anfang der 60er Jahre
- ein Abfallen von Mitte der 60er bis Mitte der 70er Jahre
- ein erneutes Ansteigen von Mitte der 70er bis zum Ende der Zeitreihe 2007

Über den gesamten Untersuchungszeitraum (1937–2007) ergibt sich ein Anstieg des mittleren R-Faktors von ca. $50 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$ in der ersten Dekade auf ca. $70 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$ in der letzten Dekade.

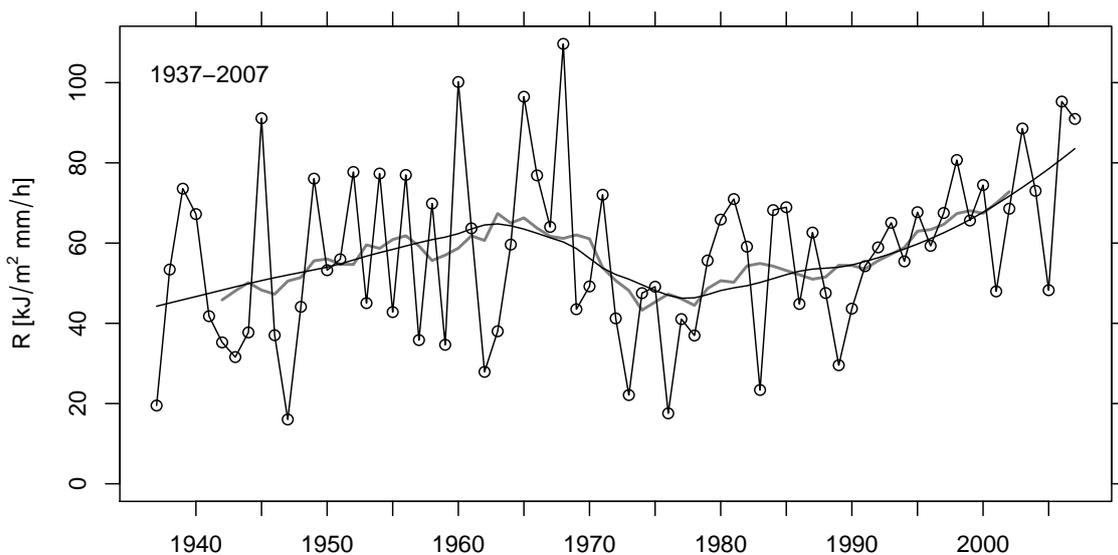


Abbildung 4.3: Trends in der Erosivität (1937–2007, Apr.–Nov.); grau: gleitender Mittelwert (symmetrisch über 11 Jahre), schwarz: polynomielle Glättung (LOESS).

Lineare Regression

Für den Gesamtzeitraum sowie den zweiten Trendabschnitt von 1973 bis 2007 wurden die Trends über lineare Regressionen quantifiziert (zum Verfahren siehe Abschnitt 3.2.2). Hierbei kommt man zu folgenden Ergebnissen (Abb. 4.4, Tab. 4.1):

- 1937–2007: signifikanter ($p < 0.05$) positiver Trend, 0.4% pro Jahr bezogen auf den Mittelwert
- 1973–2007: höchst signifikanter ($p < 0.001$) positiver Trend, 2.0% pro Jahr bezogen auf den Mittelwert

Die Regression über den Gesamtzeitraum kann die Schwankungen über mehrere Jahrzehnte (Trendlinie) nur unzureichend erklären, weshalb ein niedriges Bestimmtheitsmaß resultiert ($R^2 = 0.06$). Im zweiten Trendabschnitt zeigt sich jedoch eine gute Übereinstimmung der Regressionsgerade mit den Daten ($R^2 = 0.41$).

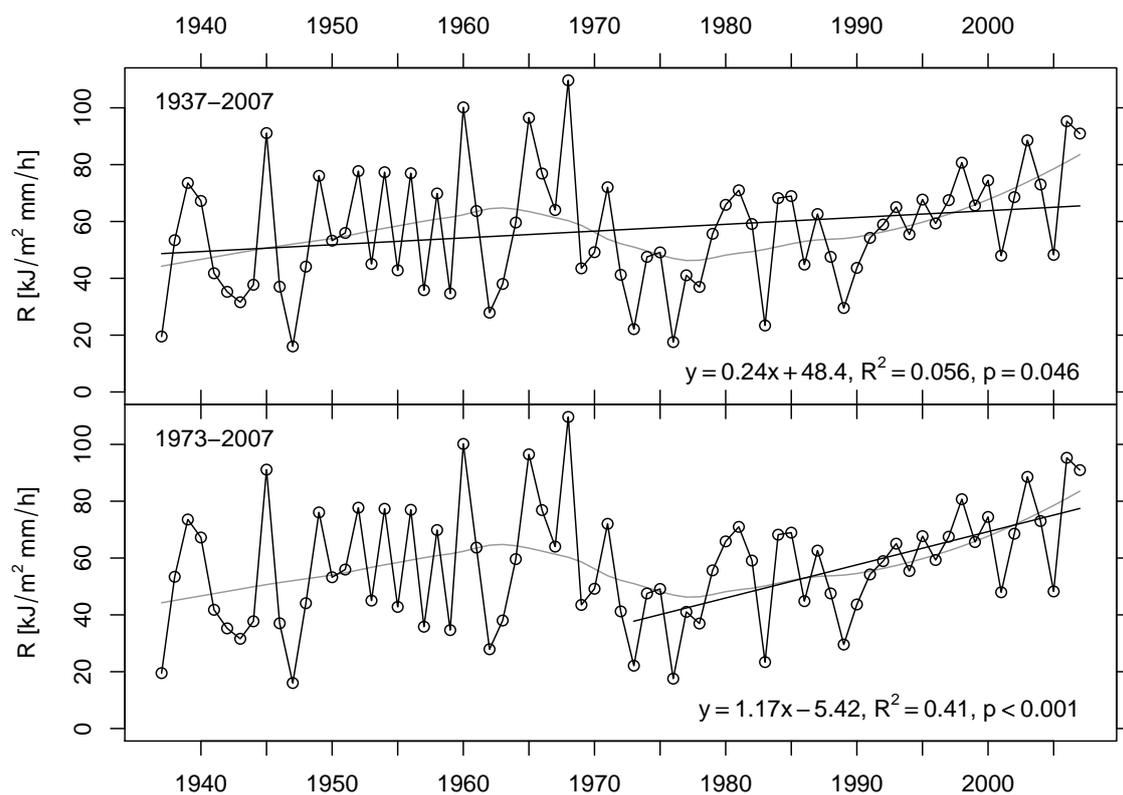


Abbildung 4.4: Trends in der Erosivität (1937–2007 und 1973–2007, Apr.–Nov.); schwarze durchgezogene Linie: lineare Regression, grau: polynomielle Glättung (LOESS).

Mann-Kendall Test

Zur Unterstützung der obigen Trendanalysen wurde der Mann-Kendall Test durchgeführt (vgl. 3.2.3). Das Mann-Kendall τ ist ein Maß für die Monotonie eines Trends, d.h. ob eine Datenreihe kontinuierlich steigend ($\tau = 1$) oder fallend ($\tau = -1$) ist.

Der Mann-Kendall Test bestätigt für die Mittelwertszeitreihe die bisher gefundenen Ergebnisse (Tab. 4.1). Das positive, aber relativ niedrige τ für den Gesamtzeitraum ($\tau = 0.184$) resultiert aus der hohen interannualen Variabilität sowie dem An- und Absteigen der Erosivität über mehrere Dekaden. Für den zweiten Trendabschnitt von 1973 bis 2007 ergibt sich eine deutlich ausgeprägtere Monotonie des Trends ($\tau = 0.466$), was ein gleichmäßiges Ansteigen der Erosivität in diesem Zeitraum unterstreicht.

Tabelle 4.1: Parameter der linearen Regressionen und des Mann-Kendall Tests für die Erosivität (Mittelwertszeitreihe 1937–2007 u. 1973–2007, Apr.–Nov.); Trend [$\text{kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h} \cdot \text{a}^{-1}$], relativer Trend [% pro Jahr], bezogen auf den Mittelwert.

Zeitraum	Lineare Regression				Mann-Kendall	
	Trend	rel. Trend	p	R ²	τ	p
1937–2007	0.24	0.4	0.046	0.056	0.184	0.024
1973–2007	1.17	2.0	<0.001	0.410	0.466	<0.001

Phasen

Der Verlauf der Mittelwertzeitreihe und insbesondere der geglätteten Trendlinien (Abb. 4.3) lässt auch eine Interpretation der Datenreihe als eine Abfolge von Phasen unterschiedlich hoher mittlerer Erosivität zu. Zur Ermittlung von Phasenabschnitten welche die Daten möglichst gut erklären wurde ein iteratives Verfahren (Abschnitt 3.2.4) entwickelt. Zu Beginn der Zeitreihe gibt es einen Abschnitt niedriger Erosivität (Phase I), gefolgt von einem Abschnitt hoher Erosivität (Phase II). In den 70ern folgen dann zwei Dekaden mit niedriger Erosivität (Phase III). Die letzten 15 Jahre (Phase IV) sind wiederum von hoher Erosivität geprägt (Abb. 4.5).

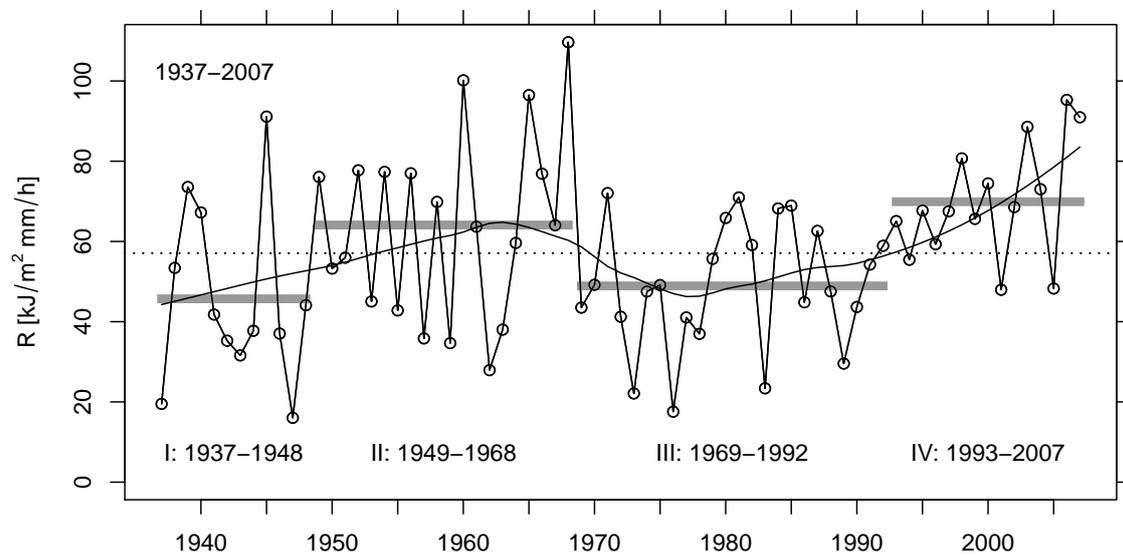


Abbildung 4.5: Phasen niedriger und hoher Erosivität (1937–2007, Apr.–Nov.); grau: Phasenmittelwerte, durchgezogene Linie: polynomielle Glättung, gepunktet: Mittelwert 1937–2007.

Grundsätzlich unterstreichen die unterschiedlichen Phasen (ähnlich wie die bisherigen Analysen) das Problem eines über den Gesamtzeitraum nicht monoton steigenden Trends, der eine Fortschreibung (Prognose) basierend auf retrospektiven Daten nicht erlaubt. Dies zeigt sich unter anderem auch in den folgenden Ergebnissen der Autokorrelations-Analyse. Die Phasen werden im Weiteren verwendet um durch den Vergleich von Zeitabschnitten unterschiedlicher mittlerer Erosivität Veränderungen im Jahresverlauf der Erosivität zu untersuchen (Kap. 4.6).

Autokorrelation

Autokorrelation beschreibt, wie stark Datenwerte einer Zeitreihe von vorausgehenden Werten abhängig sind. Bezogen auf die vorliegende Mittelwertszeitreihe lässt sich feststellen, dass keiner der Korrelationskoeffizienten mit $\text{Lag} > 0$ auf 5%-Signifikanzniveau von 0 verschieden ist (Abb. 4.6). Somit liegt in der Mittelwertszeitreihe keine signifikante Autokorrelation vor. Auf Autokorrelation basierende statistische Modelle zur Zeitreihenanalyse (z.B. ARMA, ARIMA) sind somit nicht anwendbar. Dies unterstreicht nochmals, dass aufgrund der extremen interannuellen Variabilität von Regenerosionsdaten keine Prognosen für eine zukünftige Entwicklung möglich sind.

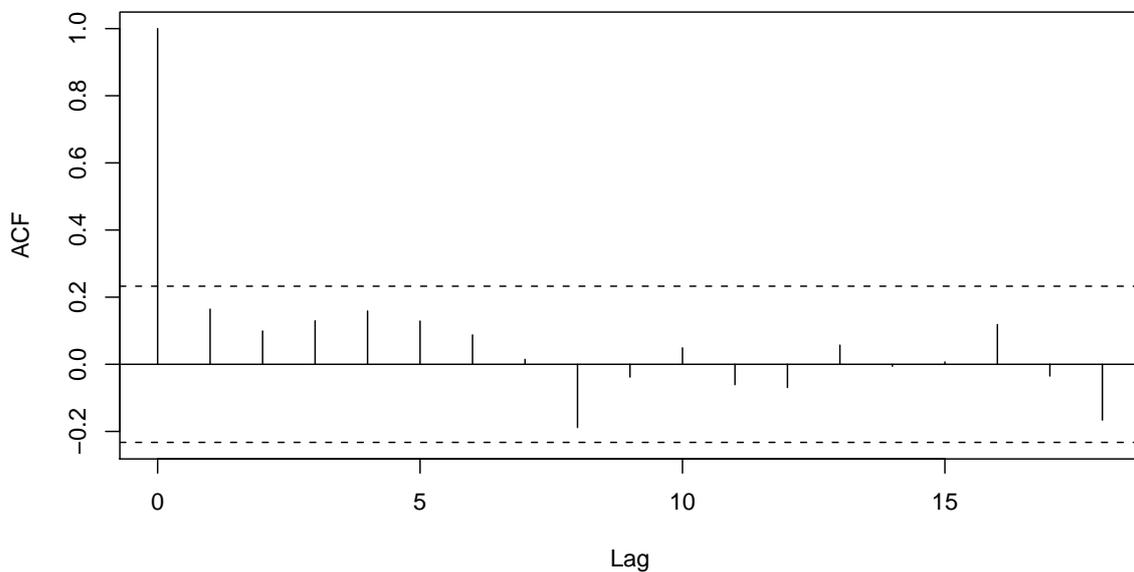


Abbildung 4.6: Autokorrelogramm der Erosivität für die Mittelwertszeitreihe (1937–2007, Apr.–Nov.); ACF: Korrelationskoeffizient der Autokorrelationsfunktion, gestrichelt: 95%-Konfidenzintervalle.

4.2 Einordnung in das überregionale Klimageschehen

Bei der Betrachtung der Trends der Erosivität stellt sich die Frage, inwiefern diese bzw. ihr Verlauf nur regionale Phänomene sind. Da keine weiteren auf hochauflösenden Niederschlagsdaten basierenden langjährigen Zeitreihen der Erosivität existieren bzw. publiziert sind, wird der Vergleich auf Grundlage der Jahresniederschlagssummen durchgeführt.

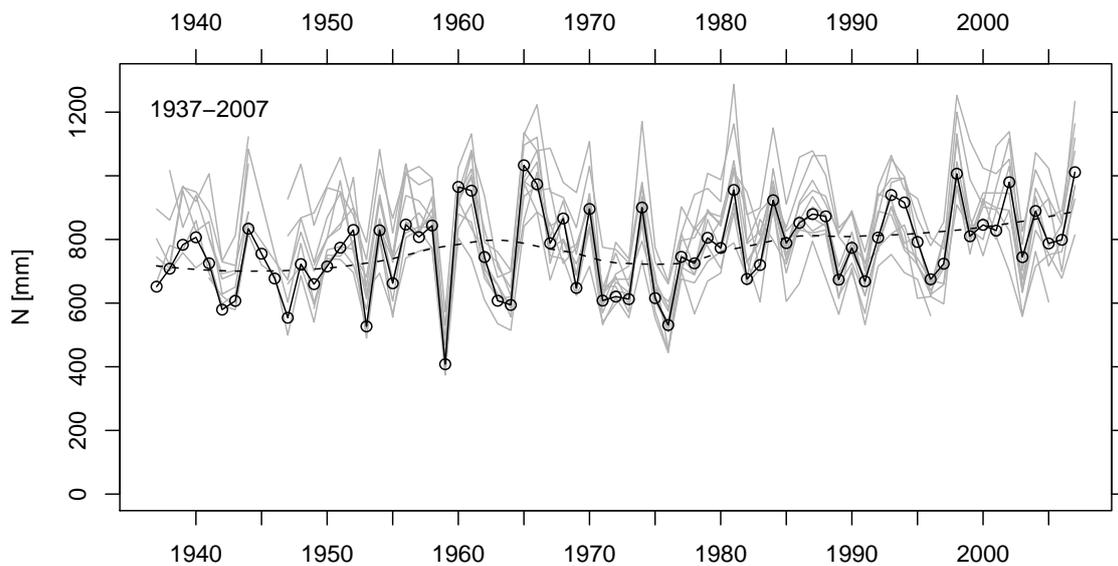


Abbildung 4.7: Jahresniederschlag im Vergleich mit Stationen aus NRW; o: Mittelwertszeitreihe des Niederschlags; grau: 11 Niederschlagsmessstationen aus Gesamt-NRW (Aachen, Bocholt, Bonn-Friesdorf, Düsseldorf, Essen, Geldern, Herford, Köln-Wahn, Bad Lippspringe, Münster, Bad Salzuffen; Quelle: Deutscher Wetterdienst (DWD)); gestrichelt: polynomielle Glättung (LOESS) der Mittelwertszeitreihe des Niederschlags.

Ein Vergleich mit 11 Niederschlagsstationen aus Nordrhein-Westfalen (Abb. 4.7) zeigt eine gute Übereinstimmung des allgemeinen Trendverlaufs der Mittelwertszeitreihe. Die im Mittel relativ niedrigen Jahresniederschläge der siebziger Jahre sind in den die gesamte Landesfläche überspannenden Stationen ebenso nachzuvollziehen.

Der Klima-Trendatlas Deutschland (SCHÖNWIESE 2008: 16) zeigt für den Zeitraum 1901–2007 einen leichten Trend (0.6 mm bzw. 0.1% pro Jahr) der Gebietsniederschläge für Gesamt-Deutschland. Die Mittelwertszeitreihe des Niederschlags (1937–2007,

4.2 Einordnung in das überregionale Klimageschehen

Apr.–Nov.) zeigt ebenfalls einen leichten Trend (0.9 mm bzw. 0.2% pro Jahr) über den gesamten Zeitraum. Die Gebietsniederschläge für Gesamt-Deutschland zeigen ebenso einen Rückgang der Niederschläge in den siebziger Jahren.

Die aus 10 Stationen im zentralen Ruhrgebiet gebildete Mittelwertszeitreihe stimmt also in der allgemeinen Tendenz gut mit der Niederschlagsentwicklung in Nordrhein-Westfalen und Gesamt-Deutschland überein. Die beobachteten Trends sind somit nicht nur als regionalaklimatische Phänomene zu deuten.

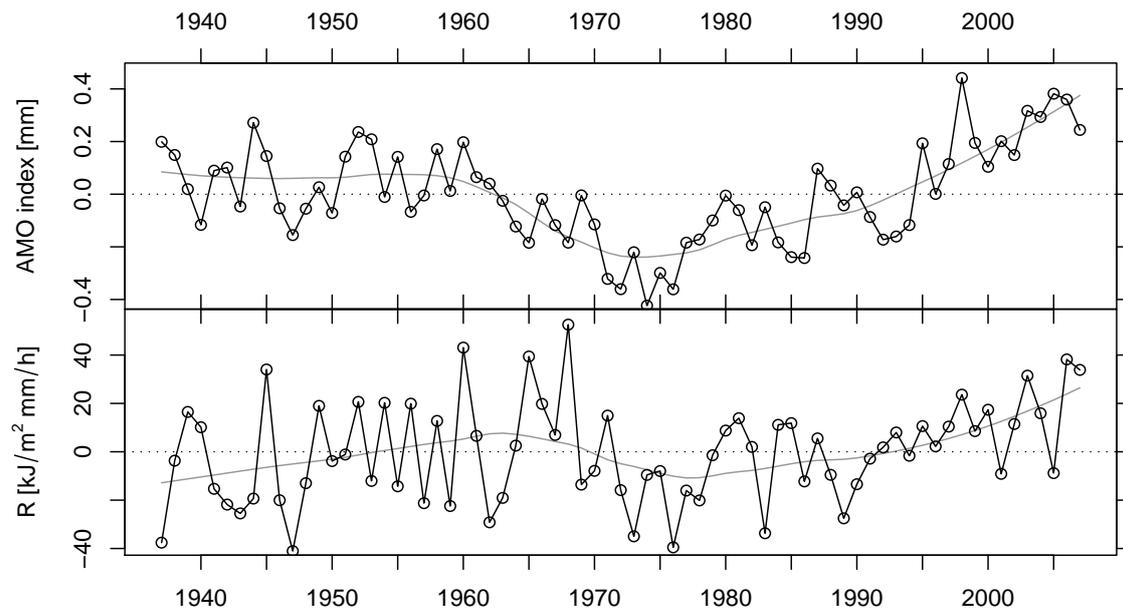


Abbildung 4.8: AMO-Index (Atlantic Multidecadal Oscillation; Quelle: ESRL 2010, KAPLAN 1998) und Schwankung der Niederschlagserosivität.

Eine mögliche Erklärung für den Rückgang der Niederschläge und somit der Niederschlagserosivität liefert die Schwankung der Oberflächentemperatur des Nordatlantiks. Das Schwanken der mittleren Oberflächentemperatur des Nordatlantiks (AMO-Index, Atlantic Multidecadal Oscillation, Differenz der Oberflächentemperatur gegenüber dem langjährigen Mittelwert) mit einer Periode von mehreren Dekaden hat einen nachweisbaren Einfluss auf das Europäische Wettergeschehen, insbesondere auf das Niederschlagsregime (Sutton 2005). Abbildung 4.8 zeigt die Abweichung der Erosivität vom Mittelwert im Vergleich mit dem AMO-Index. Der Rückgang der Erosivität (und somit der Niederschlagsmenge und -intensität) in den siebziger Jahren mit dem anschließenden deutlichen Anstieg korrespondiert gut mit dem Verlauf des AMO-Indexes (Pearson-R: 0.27). Unter Umständen kann eine Überlagerung eines allgemeinen positiven Niederschlagstrends von dieser zyklischen Schwankung vorliegen.

4.3 Absicherung der Ergebnisse

Konfidenzintervalle

Um die Ergebnisse aus der linearen Regression abzusichern, wurden mittels des Bootstrapping-Verfahrens (Abschnitt 3.3.1) Konfidenzintervalle für die Regressionsgeraden gerechnet (Abb. 4.9 u. 4.10, Tab. 4.2). Die für die Mittelwertszeitreihe ermittelten 95%-Konfidenzintervalle der Trends liegen deutlich im positiven Bereich. Insbesondere für den zweiten Trendabschnitt (1973–2007) ist ein positiver Trend offensichtlich. Die Konfidenzintervalle stützen somit die in der Trendanalyse ermittelten positiven Trends deutlich.

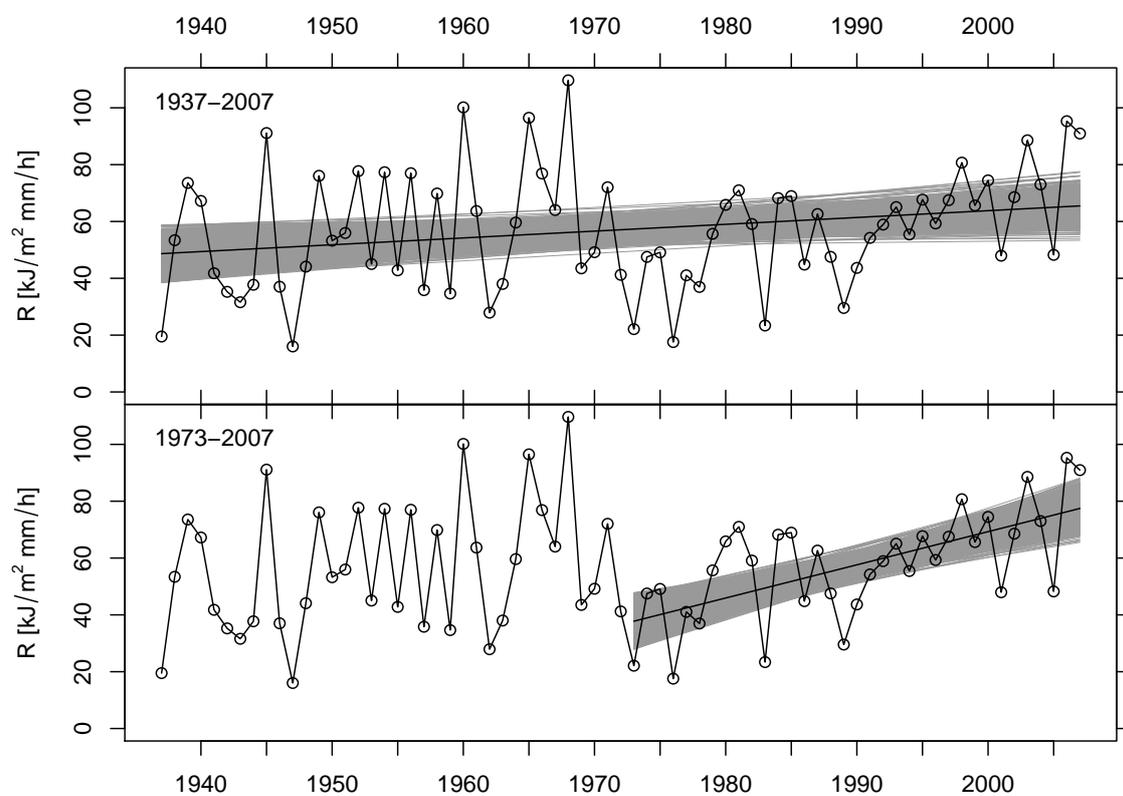


Abbildung 4.9: Erosivität der Mittelwertszeitreihe (Apr.–Nov.); schwarze durchgezogene Linie: lineare Regression über alle Jahre, graue Linien: gebootstrappte Regressionen (1000 Replikationen) innerhalb des 95%-Konfidenzintervalls; oben: gesamter Zeitraum (1937–2007), unten: zweiter Trendabschnitt (1973–2007).

Tabelle 4.2: Steigung der linearen Regressionen durch die Mittelwertszeitreihe (Apr.–Nov.) für die Erosivität (für den Gesamtzeitraum 1937–2007 u. den zweiten Trendabschnitt 1973–2007) sowie 95%-Konfidenzintervalle (2.5%–97.5%) ermittelt durch Bootstrapping (1000 Replikationen).

Zeitraum	Steigung		
	lineare	Konfidenzintervall	
	Regression	2.5%	97.5%
1937–2007	0.24	0.02	0.44
1973–2007	1.17	0.61	1.67

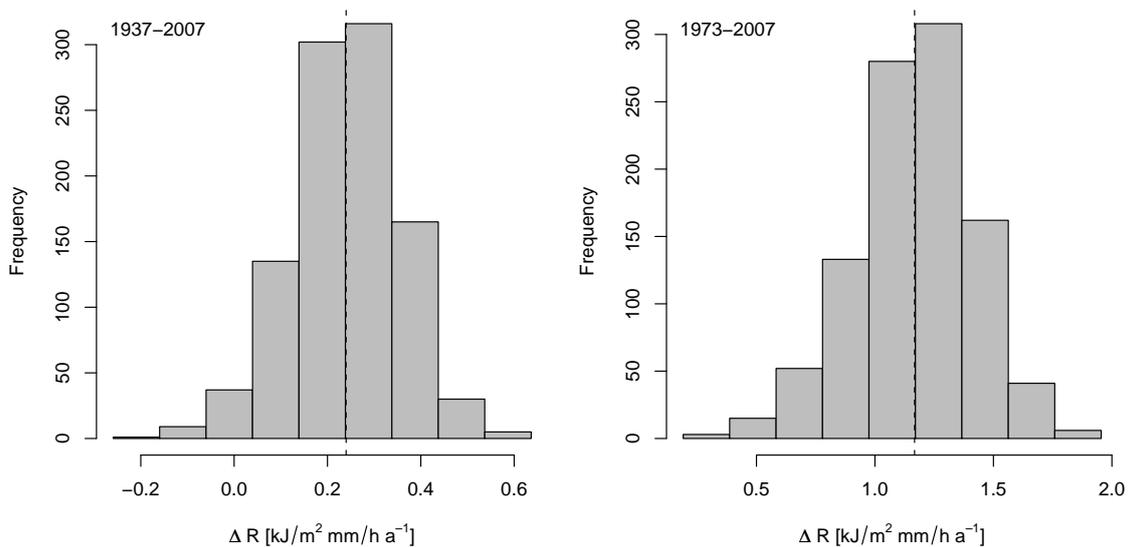


Abbildung 4.10: Verteilung der Steigungen aus dem Bootstrapping-Verfahren (Mittelwertszeitreihe Erosivität); gestrichelt: Steigung der Regressionsgerade über alle Jahre

Einfluss einzelner Jahre

Um den Einfluss einzelner (evtl. extremer) Jahre auf die ermittelten Trends abzuschätzen, wurde das Jackknife-Verfahren angewandt (vgl. 3.3.2). Die Abweichung der so erhaltenen Geraden von der Regressionsgeraden über alle Jahre zeigt also den möglichen Einfluss einzelner Jahre auf den linearen Trend an.

Die durch das Jackknife-Verfahren ermittelten Regressionsgeraden (Abb. 4.11, 4.12) streuen kaum um die Regressionsgerade über die vollständigen 71 Jahre. Der Einfluss einzelner extremer Jahre auf das Gesamtergebnis der Trendanalyse kann folglich als vernachlässigbar betrachtet werden.

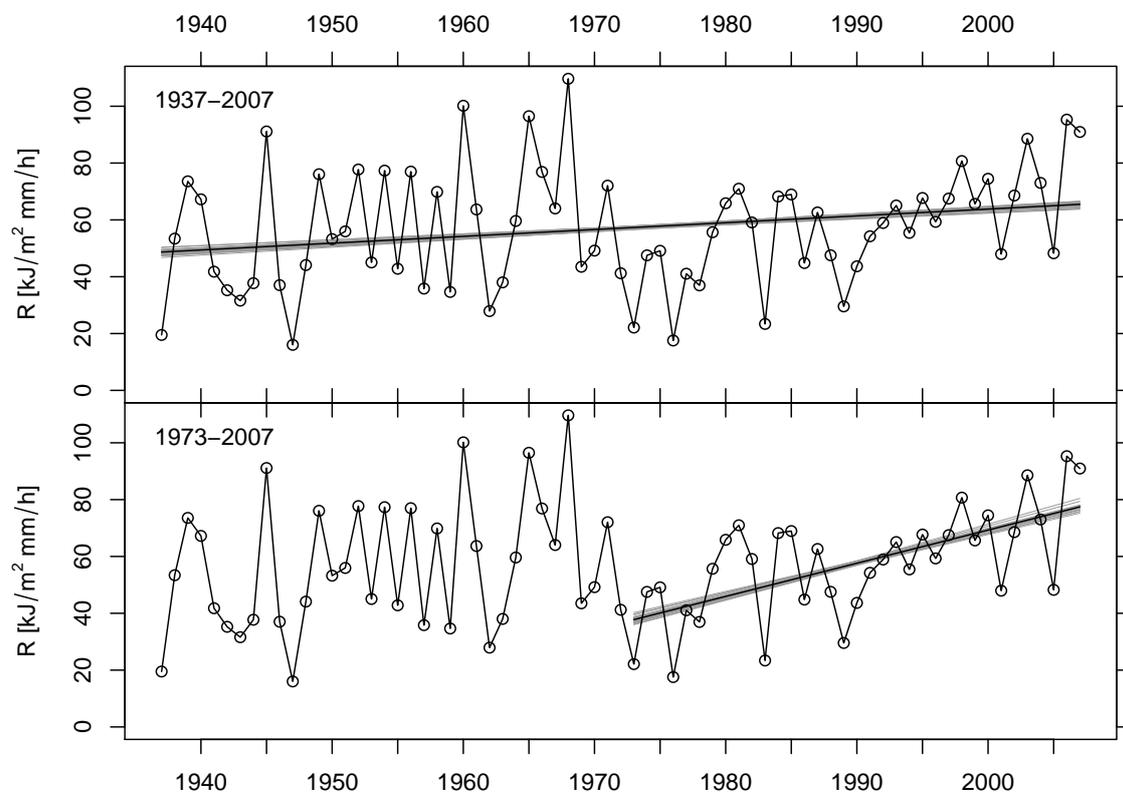


Abbildung 4.11: Erosivität der Mittelwertszeitreihe (Apr.–Nov.); schwarze durchgezogene Linie: lineare Regression über alle Jahre, graue Linien: lineare Regressionsgeraden unter Weglassung jeweils eines Jahres; oben: gesamter Zeitraum (1937–2007), unten: partielle Regressionsgeraden (1937–1968 u. 1973–2007)

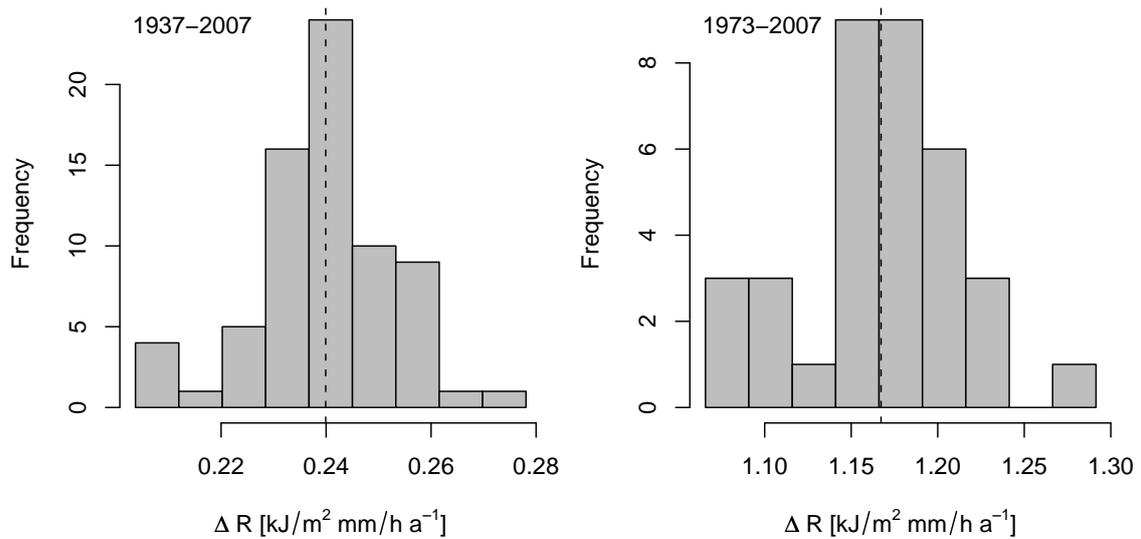


Abbildung 4.12: Verteilung der Steigungen aus den linearen Regressionen (Mittelwertzeitreihe Erosivität) unter Weglassung jeweils eines Jahres; gestrichelt: Steigung der Regressionsgerade über alle Jahre

Einfluss des Untersuchungszeitraums

Die vorhandenen Zeitreihen zeigen zum einen eine hohe interannuale Variabilität, zum anderen eine Gliederung in Abschnitte mit positiven (1937–1968 u. 1973–2007) und negativen (1968–1973) Trends. Variiert man den Betrachtungszeitraum entsprechend dem in Abschnitt 3.3.3 beschriebenen Verfahren, so erhält man eine Reihe von Trends über gleitende 30-Jahres-Blöcke. Die Parameter der so ermittelten 30-jahres Regressionen (Abb. 4.13) sind hoch variabel:

- ausgeprägt positive Trends ($R^2 > 0.1$) erhält man nur bei den Anfangsjahren 1937–1943 und 1969–1978; für die Anfangsjahre 1947–1966 erhält man zwar negative Trends, diese sind in der Regel nicht signifikant ($R^2 < 0.1$, $p > 0.1$);
- das Bestimmtheitsmaß R^2 ist innerhalb der Anfangsjahre 1944–1968 ausgesprochen niedrig mit einem lokalen Maximum bei 1949; insbesondere ab 1969 jedoch deutlich höher;
- nur für die Anfangsjahre 1969–1978 ist $p < 0.1$ und kann damit als signifikant eingestuft werden;
- die interannuale Variabilität (Variationskoeffizient) nimmt ab ca. dem Anfangsjahr 1960 leicht ab (ca. 25% bis Anfangsjahr 1978);

Die obigen Analysen zeigen, dass die Trends sehr sensitiv auf den betrachteten Zeitraum sind. Ein weiterer Hinweis darauf, dass die ermittelten Trends nur für die betrachteten Zeiträume gelten.

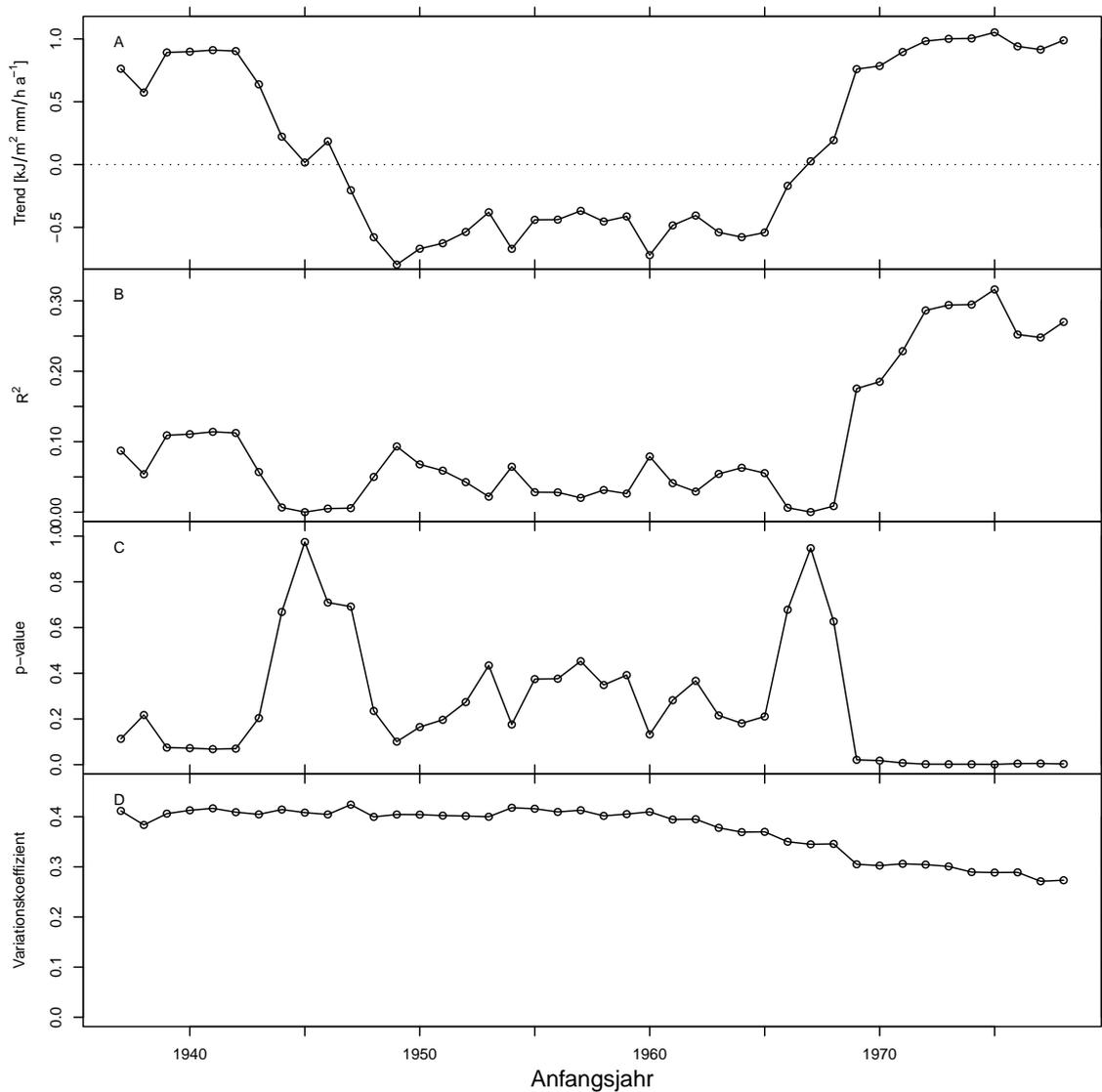


Abbildung 4.13: Blockweise Regression der Erosivität der Mittelwertszeitreihe (Apr.–Nov.) über ein gleitendes 30-Jahres-Zeitfenster, auf der x-Achse das jeweilige Anfangsjahr des 30-Jahres-Fensters; (A) Steigung der Regressionsgeraden, (B) Bestimmtheitsmaß R^2 , (C) Signifikanzniveau, (D) Variationskoeffizient, bezogen auf das jeweilige 30-Jahres-Fenster.

4.4 Frequenz und Magnitude erosiver Ereignisse

Betrachtet man die Veränderung der jährlichen Regenerosivität, so ist es von großem Interesse, ob diese aufgrund einer Veränderung der Frequenz und/oder der Magnitude erosiver Einzelereignisse erfolgt. Vor allem eine Veränderung der Magnitude der Einzelereignisse erfordert gegebenenfalls andere, an Extremen ausgerichtete Anpassungsmaßnahmen. Zudem hängt die Auswahl geeigneter Prognosewerkzeuge (Erosionsmodelle) von der Frage ab, ob jährliche Mittelwerte oder Einzelereignisse betrachtet werden sollen.

Im betrachteten Zeitraum (1937–2007) finden bei den ausgewählten 10 Langzeitstationen im Mittel ca. 165 Niederschlagsereignisse pro Jahr (Apr.–Nov.) statt, von denen ca. 15.5 (9.4%) erosiv sind. Die Größe des maximalen erosiven Ereignisses liegt (nach Ausschluss von Ereignissen mit einer Wiederkehrzeit von über 100 Jahren) zwischen 49.5 und $72.5 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$ (inklusive der über 100-jährigen Ereignisse: $293 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$). Der Median der Ereignisgrößen liegt bei allen Stationen bei ca. $2.0 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$, d.h. 50% der erosiven Ereignisse sind kleiner oder gleich $2.0 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$ (Tab. 4.3, Abb. 4.14). Insgesamt zeigt sich eine extrem linksschiefe Verteilung der Größe der erosiven Einzelereignisse (Abb. 4.14), d.h. sehr vielen relativ kleinen Ereignissen stehen wenige große Ereignisse gegenüber.

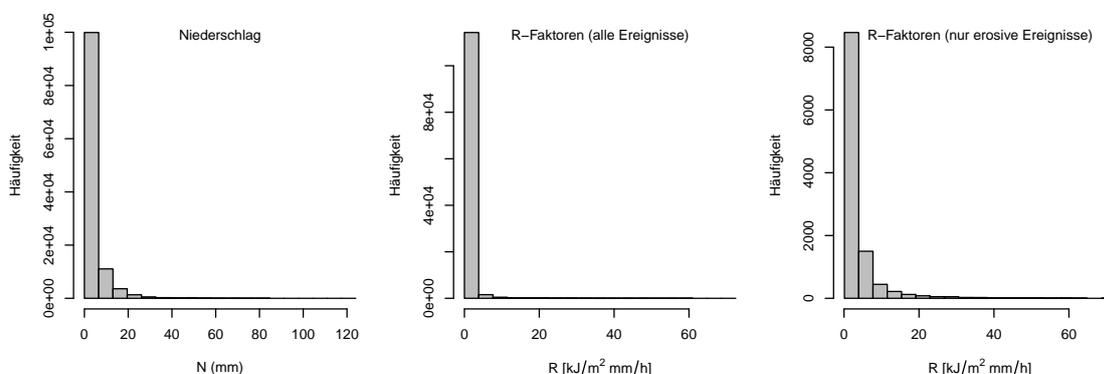


Abbildung 4.14: Größenverteilung der Ereignisse: Niederschlag, Erosivität aller Ereignisse, Erosivität der erosiven Ereignisse

4.4 Frequenz und Magnitude erosiver Ereignisse

Tabelle 4.3: Durchschnittliche Ereignishäufigkeiten und Quantile der Erosivität (berechnet über den Gesamtzeitraum 1937–2007, Apr.–Nov.)

Station	Ereignisse/Jahr			Quantile der Erosivität (kJ/m ² · mm/h)				
	gesamt	erosiv	% erosiv	25%	50%	75%	90%	100%
BOC	161.0	17.1	10.6	1.1	2.0	3.8	8.6	60.0
CAS	171.6	15.7	9.2	1.0	1.9	3.8	7.0	60.9
DOR	164.2	15.6	9.5	1.0	2.0	3.7	7.3	49.5
DKU	167.3	15.4	9.2	1.1	1.9	3.8	8.1	58.5
DMA	162.6	15.6	9.6	1.1	1.9	3.7	7.9	72.5
DNE	163.5	15.6	9.5	1.1	1.9	3.7	7.3	64.1
LUE	158.7	15.1	9.5	1.1	2.0	3.7	7.6	62.1
OBE	154.5	15.0	9.7	1.0	1.9	3.5	7.0	54.5
REC	168.9	16.0	9.4	1.1	2.0	3.9	8.0	54.7
UNN	175.0	14.5	8.3	1.1	1.9	3.7	8.1	50.1
gesamt	1647.3	155.6	9.4	1.1	1.9	3.7	7.6	72.5

4.4.1 Veränderung der Frequenz und der mittleren Erosivität der Ereignisse

Sowohl im Gesamtzeitraum (1937–2007), als auch im zweiten Trendabschnitt (1973–2007) gibt es keinen signifikanten Trend in der jährlichen Anzahl der Niederschlagsereignisse (Abb. 4.15 A u. 4.16 A). Die Anzahl der erosiven Ereignisse nimmt hingegen signifikant zu, wobei der relative Trend im zweiten Trendabschnitt (0.9% pro Jahr) um ca. den Faktor drei größer ist als im Gesamtzeitraum (0.3% pro Jahr) (Abb. 4.15 B u. 4.16 B, Tab. 4.4).

Die mittleren Ereigniserositäten zeigen über den Gesamtzeitraum einen signifikanten positiven Trend mit einer relativen Zunahme um 0.5% pro Jahr. Im zweiten Trendabschnitt ist der Trend deutlich ausgeprägter und hochsignifikant, mit einer relativen Zunahme um 2.1% pro Jahr (Abb. 4.15 C u. 4.16 C, Tab. 4.4).

Tabelle 4.4: Trends der Ereignishäufigkeit und mittleren Ereigniserosität; absoluter Trend [$\text{kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h} \cdot \text{a}^{-1}$]; relativer Trend [% pro Jahr], bezogen auf den Mittelwert.

Zeitraum	Ereignisse erosiv		mittl. Ereigniserosität	
	abs. Trend	rel. Trend	abs. Trend	rel. Trend
1937–2007	0.046	0.29	0.00016	0.47
1973–2007	0.13	0.86	0.00072	2.10

Die relativen Trends in der mittleren Ereigniserositäten liegen um den Faktor 1.6 (1937–2007) bzw. 2.4 (1973–2007) über den relativen Trends in der Häufigkeit erosiver Ereignisse (Tab. 4.4). Dies bedeutet, dass die Zunahme der Jahreserosivitäten zu großen Teilen auf eine Zunahme der mittleren Ereigniserosität zurückzuführen ist.

4.4 Frequenz und Magnitude erosiver Ereignisse

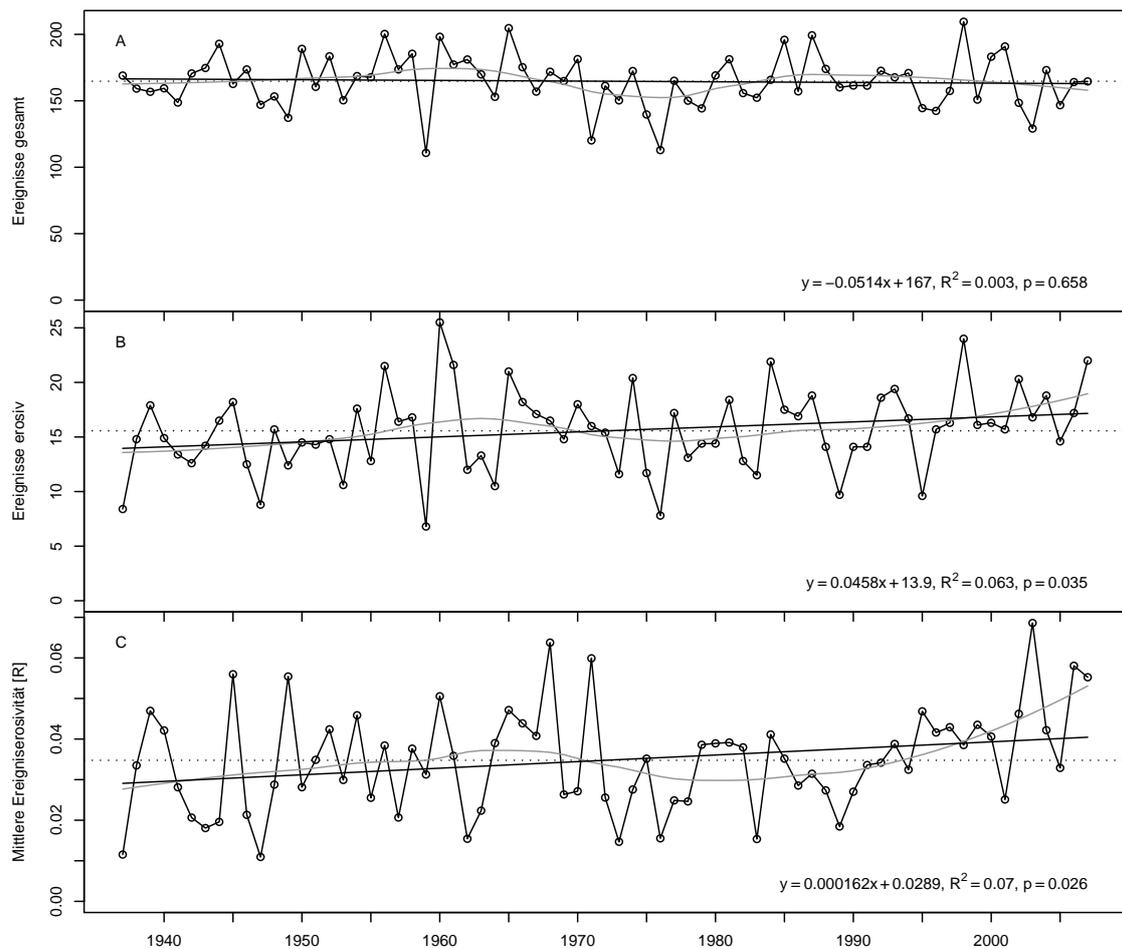


Abbildung 4.15: Niederschlagsereignisse pro Jahr (A: gesamt, B: erosive Ereignisse), C: mittlere Erosivität pro Ereignis (alle Werte bezogen auf Apr.–Nov.); durchgezogene Linie: lineare Regression (1937–2007); gestrichelte Linie: polynomielle Glättung (LOESS).

4 Ergebnisse und Diskussion

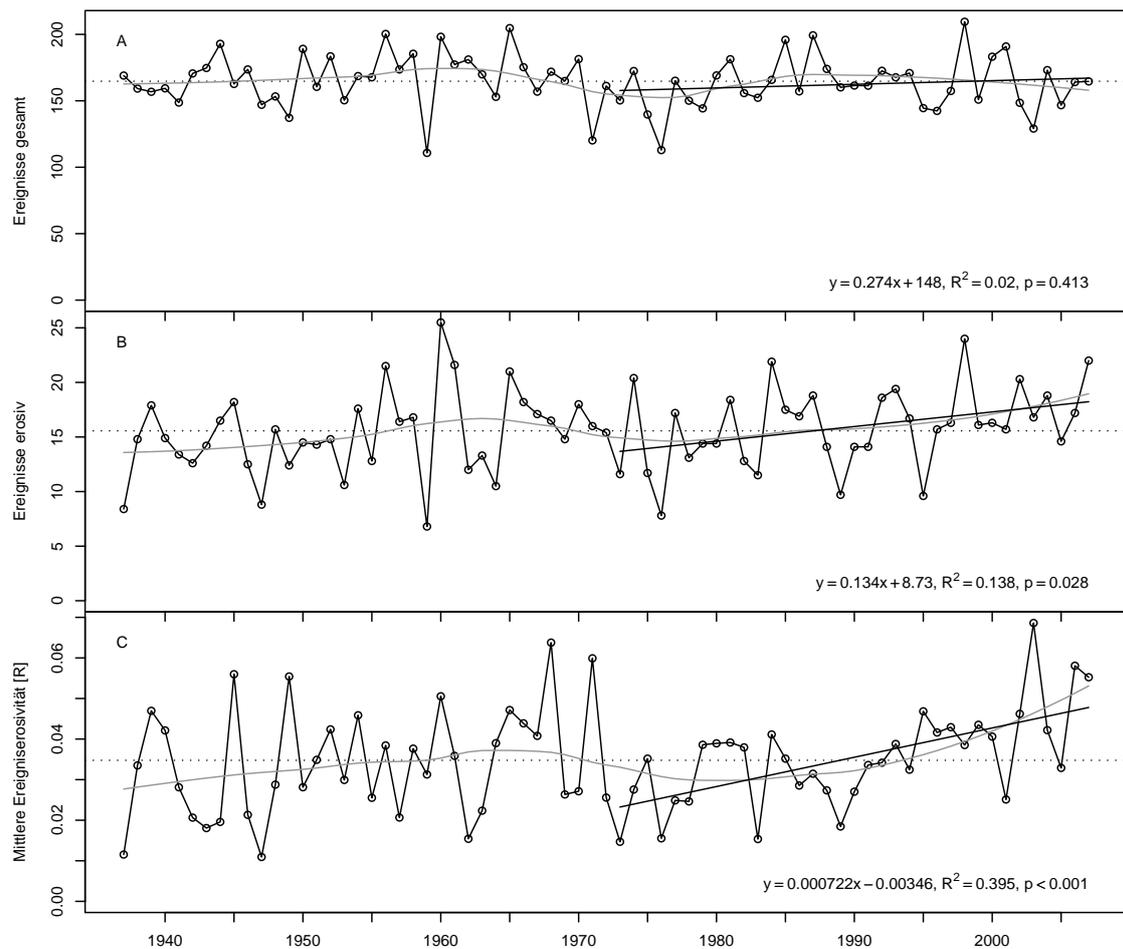


Abbildung 4.16: Niederschlagsereignisse pro Jahr (A: gesamt, B: erosive Ereignisse), C: mittlere Erosivität pro Ereignis (alle Werte bezogen auf Apr.–Nov.); durchgezogene Linien: partielle lineare Regressionen (1973–2007); gestrichelte Linie: polynomielle Glättung (LOESS).

4.4.2 Veränderung der Magnitude der Ereignisse

Neben Veränderungen der Frequenz und mittleren Erosivität erosiver Ereignisse gilt es auch zu untersuchen, inwiefern sich die Magnitude, v.a. der extremen Ereignisse, verändert hat. Betrachtet man die Veränderung der im Methodenteil beschriebenen fünf Größenklassen (Kap. 3.3) der erosiven Ereignisse, so zeigt sich folgendes Bild (vgl. Abb. 4.17, 4.18):

- I. Klasse, $>0.1\text{--}2.3$ [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$]: deutlicher negativer Trend über den Gesamtzeitraum, noch ausgeprägter negativer Trend für den zweiten Trendabschnitt 1973–2007;
- II. Klasse, $>2.3\text{--}4.7$ [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$]: keine signifikanten Trends;
- III. Klasse, $>4.7\text{--}9.6$ [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$]: keine signifikanten Trends;
- IV. Klasse, $>9.6\text{--}21.4$ [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$]: keine signifikanten Trends;
- V. Klasse, $>21.4\text{--}72.5$ [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$]: deutlicher positiver Trend über den Gesamtzeitraum, jedoch auf niedrigem Signifikanzniveau; ausgeprägt positiver Trend für den zweiten Trendabschnitt 1973–2007;

Die positiven Trends der jährlichen Erosivitäten korrespondieren also mit einer Zunahme des Anteils der großen Ereignisse (>21.4 $\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$) bei gleichzeitigem Rückgang der kleinen Ereignisse (<2.3 $\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$). Wie bereits bei der Betrachtung der langjährigen Trends der Erosivität (Abb. 4.4, 4.3), so zeigt sich auch hier im zweiten Trendabschnitt (1973–2007) ein wesentlich deutlicherer Trend (Verschiebung hin von kleinen Ereignissen zu großen) als im Gesamtzeitraum.

Damit kann insgesamt festgehalten werden, dass der Anteil der Erosivität extremer Ereignisse an der Gesamterosivität zunimmt (Zunahme der Magnitude) und gleichzeitig die Anzahl der erosiven Ereignisse (Zunahme der Frequenz), wenngleich weniger deutlich, wächst.

4 Ergebnisse und Diskussion

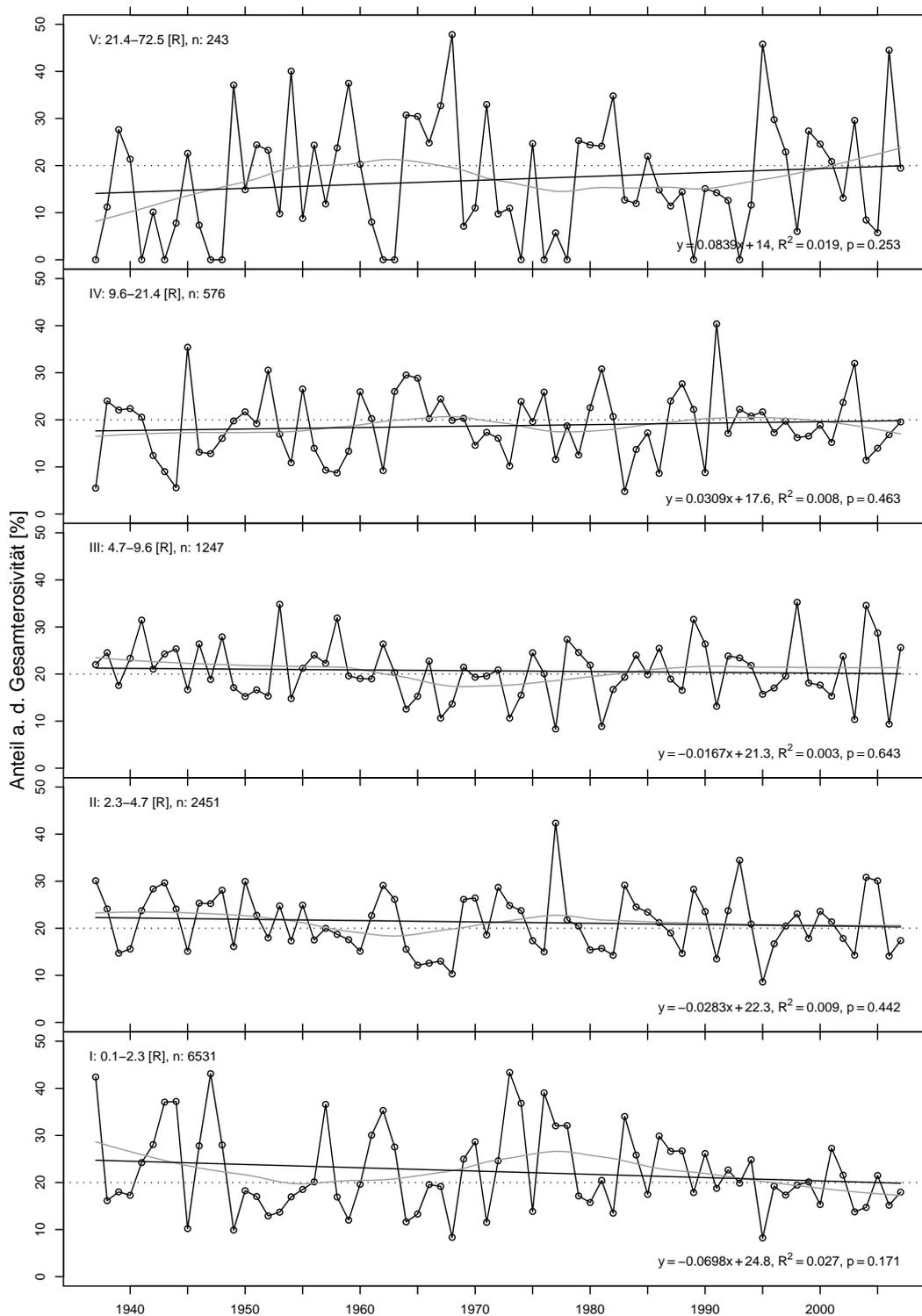


Abbildung 4.17: Jährliche Anteile der einzelnen Größenklassen an der Gesamterosivität (Apr.–Nov.); I-V: Klassengrenzen (vgl. Kap. 3.4); n: Anzahl Ereignisse pro Klasse; durchgezogene Linie: lineare Regression (1937–2007); grau: polynomielle Glättung (LOESS); gepunktet: Anteil der gesamten Klasse an der Gesamterosivität 1937–2007.

4.4 Frequenz und Magnitude erosiver Ereignisse

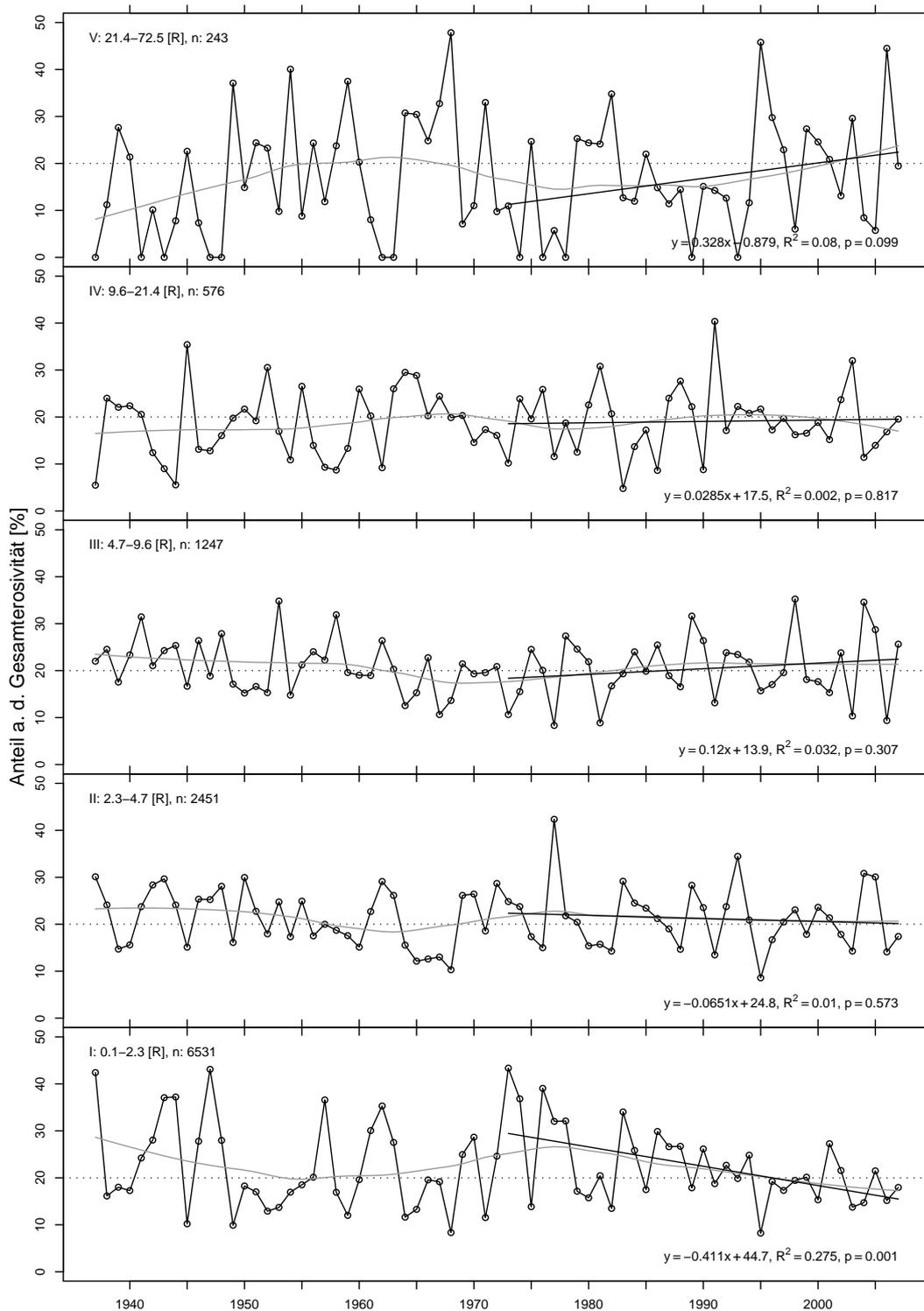


Abbildung 4.18: Jährliche Anteile der einzelnen Größenklassen an der Gesamterosität (Apr.–Nov.); Klassengrenzen (vgl. Kap. 3.4); n: Anzahl Ereignisse pro Klasse; durchgezogene Linie: partielle lineare Regression (1973–2007); grau: polynomielle Glättung (LOESS); gepunktet: Anteil der gesamten Klasse an der Gesamterosität 1937–2007.

4.5 Beziehung zwischen Erosivität und Niederschlag

Neben der ausschließlichen Betrachtung der langjährigen Trends der Regenerosivität, ist es sinnvoll diese in Relation zu der Entwicklung des Niederschlags zu stellen. Dazu wurde der Niederschlag für die zehn 71-jährigen Stationen analog zu den Zeitreihen für die Erosivität aufbereitet. Die so erhaltene Mittelwertszeitreihe des Niederschlags, die Mittelwertszeitreihe der Erosivität, sowie die daraus abgeleiteten R/N-Verhältnisse (das Verhältnis von jährlicher Regenerosivität zu Niederschlagshöhe, jeweils 1937–2007, Apr.–Nov.) sind in Abb. 4.19 dargestellt. Dabei zeigt der Niederschlag für den gesamten Betrachtungszeitraum, wie auch im zweiten Trendsabschnitt (1973–2007), eine ähnliche zeitliche Entwicklung wie die Regenerosivität, wobei Trends weniger deutlich ausgeprägt und weniger signifikant sind. Der relative Trend der Erosivität ist im Zeitraum 1937–2007 um den Faktor zwei höher, im Zeitraum 1973–2007 sogar um den Faktor drei höher als der Trend des Niederschlags (vgl. Tab. 4.5).

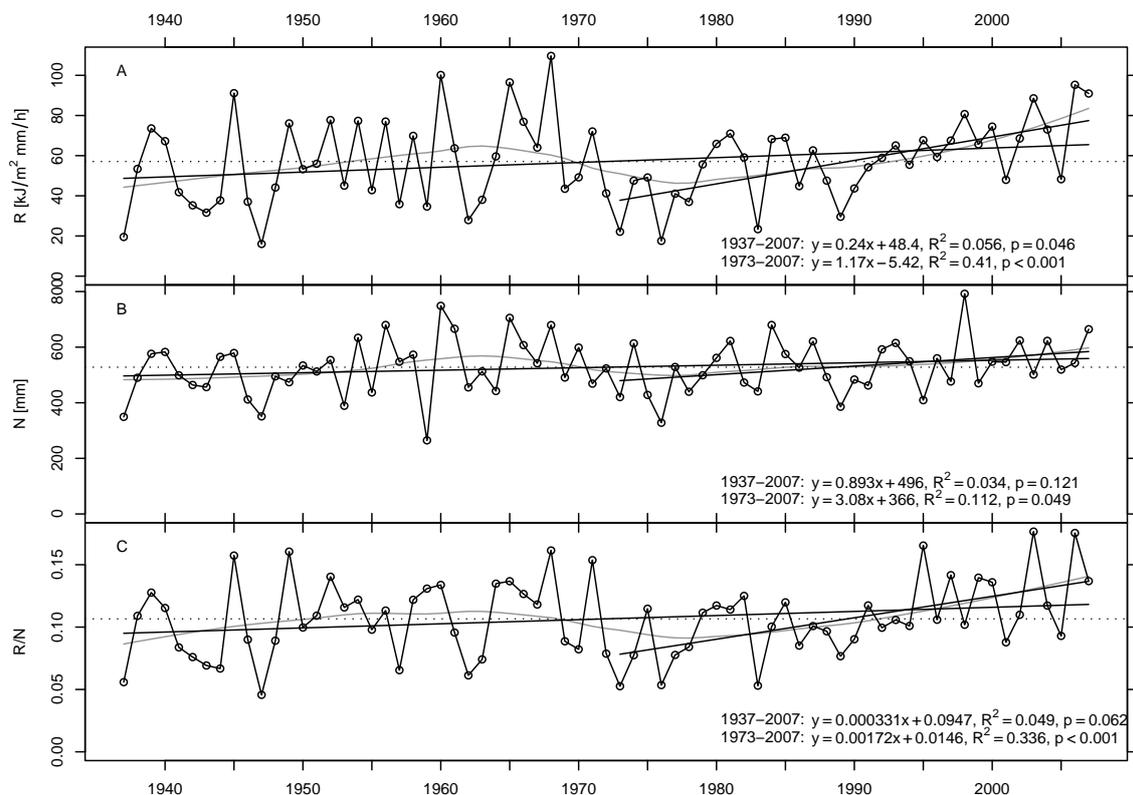


Abbildung 4.19: Langjährige Trends in Erosivität (A), Niederschlag (B) und dem R/N-Verhältnis (C) (1937–2007, Apr.–Nov.); schwarze linie: lineare Regression; grau: polynomiell geglättet (LOESS); gepunktet: Mittelwert

4.5 Beziehung zwischen Erosivität und Niederschlag

Das R/N-Verhältnis (Abb. 4.19 C, Tab. 4.5) ist somit nicht konstant, sondern folgt in seiner allgemeinen Tendenz dem gleichen Trendverlauf wie Erosivität und Niederschlag. Insbesondere im zweiten Trendabschnitt (1973–2007) ist der Trend ausgeprägt und höchst signifikant. Dies bedeutet, dass die Erosivität, über längere Zeiträume integriert, mit zunehmenden Niederschlägen überproportional zunimmt.

Tabelle 4.5: Absolute und relative Trends der Erosivität, des Niederschlags und des R/N-Verhältnisses (1937–2007 u. 1973–2007, Apr.–Nov.); absoluter Trend [$\text{kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h} \cdot \text{a}^{-1}$] (Erosivität), [mm] (Niederschlag); relative Trends [% pro Jahr], bezogen auf den Mittelwert.

Zeitraum	Trend R		Trend N		Trend R/N	
	abs.	rel.	abs.	rel.	abs.	rel.
1937–2007	0.24	0.4	0.89	0.2	0.0003	0.3
1973–2007	1.17	2.0	3.08	0.6	0.0017	1.6

Betrachtet man die Regressionsbeziehung zwischen Erosivität und Niederschlag (Abb. 4.20, durchgezogene Linie), die im Prinzip auch in praktischen Schätzverfahren zur Regenerosivität (z.B. DIN 19708 Anhang C) Anwendung findet, über den gesamten Zeitraum (71 Jahre), so zeigt sich ein relativ deutlicher linearer Zusammenhang ($p < 0.001$, $R^2 = 0.57$). Dies steht nicht im Widerspruch zu der Feststellung, dass das R/N-Verhältnis nicht konstant ist (vgl. Abb. 4.20, gestrichelte Linie).

Problematisch sind diese Regressionsgleichungen jedoch, wenn sie auf Grundlage von sehr kurzen Zeitreihen ermittelt werden (z.B. DIN 19708: für NRW Zeitreihen von 10–23 Jahren Länge). Bei dem hier betrachteten 71-jährigen Datensatz zeigt sich, dass die Regressionsgleichungen bei einem Betrachtungszeitraum von nur 10 Jahren in Abhängigkeit vom gewählten Zeitfenster erheblich variieren (Abb. 4.21 links). Erst bei einem Betrachtungszeitraum von ca. 30 Jahren erhält man einen weitestgehend stabilen Zusammenhang, der zumindest für die Berechnung langjähriger Mittelwerte brauchbare Schätzungen liefert (Abb. 4.21 rechts).

4 Ergebnisse und Diskussion

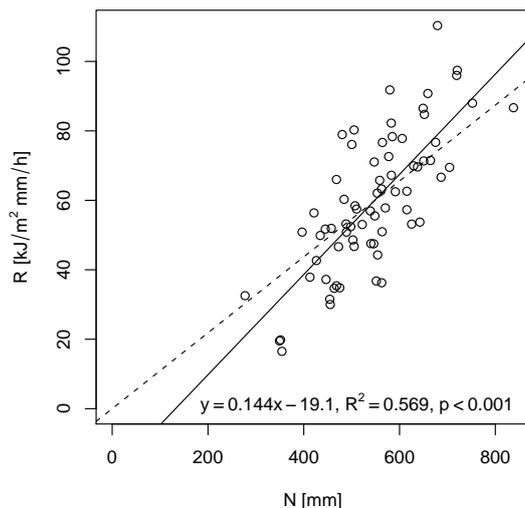


Abbildung 4.20: Linearer Zusammenhang zwischen Erosivität und Niederschlag (1937–2007, Apr.–Nov.); durchgezogene Linie: Lineare Regression, gestrichelte Linie: konstantes R/N Verhältnis.

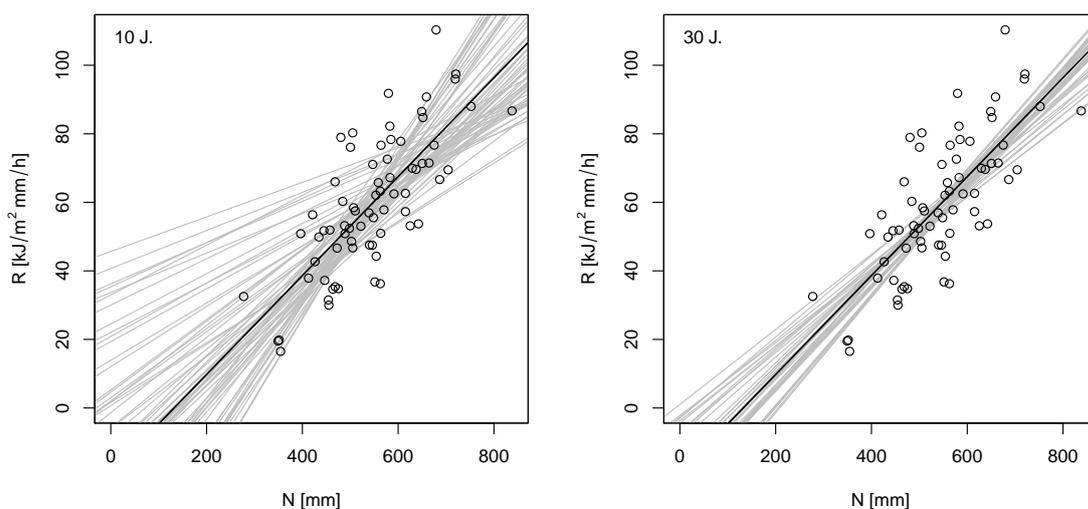


Abbildung 4.21: Einfluss des Betrachtungszeitraums auf die Regressionsbeziehung zwischen R und N (1937–2007, Apr.–Nov.); “o”: einzelne Jahreswerte, schwarz: Regression über Gesamtzeitraum (1937–2007), grau: Regression über gleitende 10/30-Jahresblöcke.

4.6 Jahrgang der Erosivität

Mittlere Monatssummen und Variabilität

Die Betrachtung der Saisonalität der Niederschlagserosivität erfolgt zunächst auf Monatsebene (die Monate Dezember–März werden hier nicht interpretiert, vgl. Kap. 2). Abbildung 4.22 zeigt sowohl den Verlauf der langjährigen Monatsmittelwerte (“ \ominus ”), als auch die Verteilung und Variabilität der einzelnen Monatswerte (Boxplots) über den betrachteten Zeitraum (1937–2007). Die Monatsmittelwerte zeigen einen ausgeprägten saisonalen Verlauf der Regenerosivität, wobei ca. 60% der jährlichen Erosivität in den Monaten Juni bis August zu verzeichnen sind. Auf das Maximum im Monat Juli entfallen allein ca. 25% der jährlichen Erosivität.

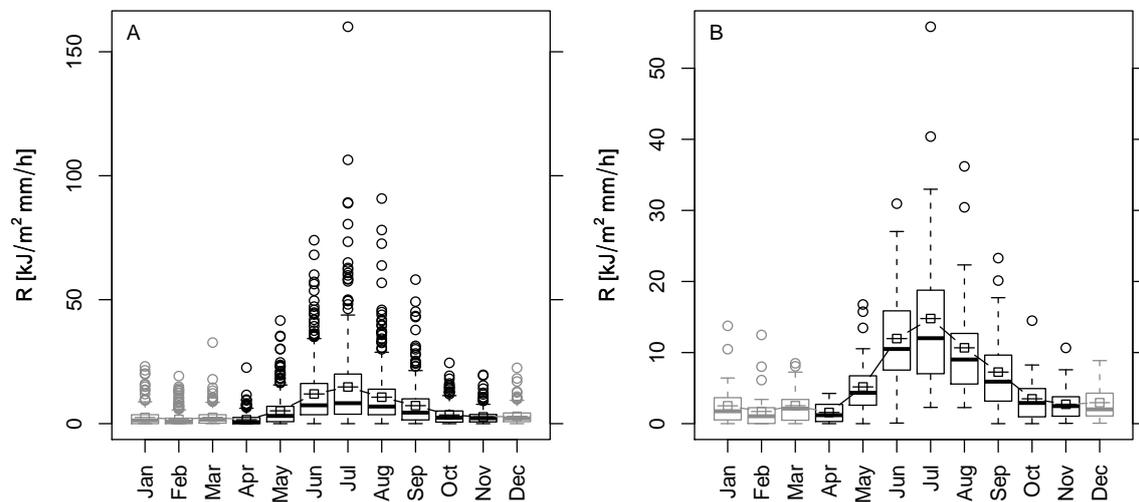


Abbildung 4.22: Mittelwerte und Variabilität der monatlichen R-Faktoren (1937–2007) (A) Monatssummen aller Stationen, (B) über alle Stationen gemittelte Monatssummen; Boxplots: 1. Quartil, Median, 3. Quartil, Whiskers max. $1.5 \times$ Interquartilsabstand, “o”: Ausreißer; “ \ominus ”: Monatsmittelwerte; die Monatsmittelwerte von (A) entsprechen denen von (B).

Abbildung 4.22 A verdeutlicht, wie weit die Monatsniederschläge einzelner Stationen vom regionalen Mittelwert (Monatsmittel über alle Stationen) abweichen können. Der Juli als erosivster Monat zeigt in den vorhandenen 71 Jahren bei einem Mittelwert von $15 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$ eine Spannweite der Monatssummen von 0–160 $\text{kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$. Der Maximalwert von $160 \text{ kJ/m}^2 \cdot \text{mm/h}$ (Dortmund Marten, Juli 2006) liegt um mehr als den Faktor 10 über dem Mittelwert.

Während Abbildung 4.22 A die Spannweite von Monatssummen innerhalb eines Da-

4 Ergebnisse und Diskussion

tenkollektives von 710 Messjahren (71 Jahre bei 10 Stationen) verdeutlicht, wurde bei Abbildung 4.22 B eine Mittelwertbildung analog zur Mittelwertszeitreihe bei den jährlichen Daten vorgenommen. Hierdurch wird die räumliche Variabilität der meist kleinräumigen konvektiven Starkniederschläge herausgemittelt und man erhält eine für den betrachteten Raum repräsentativere Aussage. Aber selbst diese gemittelten Monatssummen weisen noch eine hohe Variabilität auf. So liegen die Monatsmaxima teilweise um den Faktor 5 über dem Monatsmittelwert. Die 90%-Quantile liegen um den Faktor 2–2.5 über dem Monatsmittelwert. D.h. statistisch gesehen wird alle 10 Jahre der langjährige Monatsmittelwert um das 2-fache überschritten. Diese hohe Variabilität ist auch bei der Interpretation der folgenden Analysen zu berücksichtigen.

Trends in den Monatssummen

Über die Monatssummen der Erosivität wurden analog zu den Jahreswerten monataweise Trends gerechnet, sowohl für den Gesamtzeitraum (1937–2007), als auch für den zweiten Trendabschnitt (1973–2007) (Abb. 4.23). Für den Gesamtzeitraum sind diese Trends aufgrund der hohen Variabilität und der kleinen Steigungen größtenteils nicht signifikant. Es lässt sich auch kein deutliches Muster eines jährlich differenzierten Trends erkennen. Lediglich die Trends der Monate Juni und Juli sind etwas stärker ausgeprägt als die übrigen Monate. Aufgrund der Signifikanzniveaus ($p = 0.157$ u. $p = 0.208$) kann man hier noch von einer Tendenz sprechen.

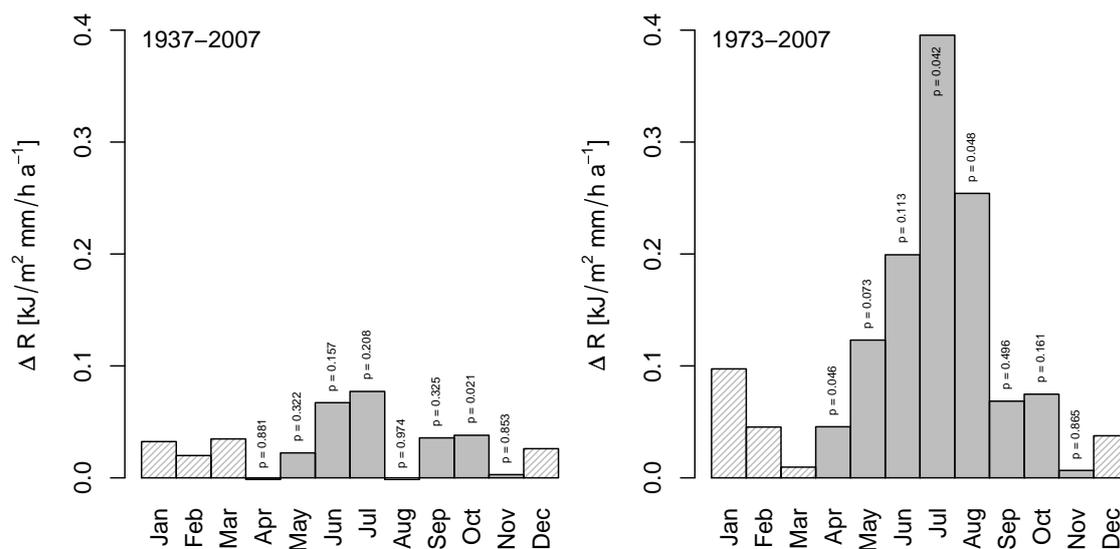


Abbildung 4.23: Trends in den monatlichen R-Faktoren (1937–2007 u. 1973–2007) gemittelt über alle Stationen; “p”: Signifikanzniveau.

Für den zweiten Trendabschnitt sind die Signifikanzniveaus im Allgemeinen deutlich höher, meist schwach signifikant bis signifikant. Es lässt sich ein deutlicher Jahresgang der Trends in der monatlichen Erosivität erkennen, mit einem Maximum der Zunahme in den Sommermonaten Juni bis August.

Veränderung des Jahresgangs

Um den Jahresgang der Erosivität differenzierter zu betrachten und insbesondere einen Vergleich seiner Veränderung zu erlauben, werden in den folgenden Analysen die willkürlichen Monatsgrenzen aufgehoben und geglättete Tagesmittelwerte verwendet. Darüberhinaus werden nicht Trends über Zeitreihen gerechnet, sondern Phasen unterschiedlicher mittlerer Erosivität (vgl. Kap. 4.1 und Abb. 4.5) miteinander verglichen. Die Veränderung des Jahresgangs der Erosivität wird zudem mit der Veränderung des Jahresgangs des Niederschlags verglichen. Bei der Interpretation der Ergebnisse sollte beachtet werden, dass die Tageswerte ähnlich den Monatssummen einer sehr hohen interannualen und regionalen Variabilität unterliegen. Die gezeigten Verläufe sind somit nicht als Absolutwerte zu interpretieren, sondern als generelle Tendenzen.

Der Jahresgang der Erosivität ist deutlich stärker ausgeprägt als der Jahresgang des Niederschlags (Abb. 4.24 u. 4.25). Sowohl im Gesamtzeitraum (1937–2007) als auch in Phase III (1969–1992) und Phase IV (1993–2007) zeigt sich ein ausgeprägtes Maximum der Erosivität im Juli (vgl. Abb. 4.23), wohingegen die Niederschläge relativ gleichmäßig über das Jahr verteilt sind und nur ein schwaches Maximum im Sommer haben. Betrachtet man die Veränderung der überdurchschnittlich erosiven Phase IV gegenüber dem Gesamtzeitraum und der unterdurchschnittlich erosiven Phase III, zeigt sich folgendes Bild:

- sowohl Erosivität als auch Niederschlag liegen in Phase IV höher oder zumindest auf gleichem Niveau wie im Gesamtzeitraum und in Phase III;
- bei der Erosivität nimmt das Maximum im Juli deutlich zu, ebenso gibt es deutliche Zunahmen im Frühsommer und Spätsommer;
- Phase III ist im Mittel unterdurchschnittlich erosiv; daher ist die Zunahme der Erosivität von Phase IV gegenüber Phase III deutlicher ausgeprägt als gegenüber dem Gesamtzeitraum;
- beim Niederschlag verschiebt sich das Maximum von Juni/Juli auf August/September;

4 Ergebnisse und Diskussion

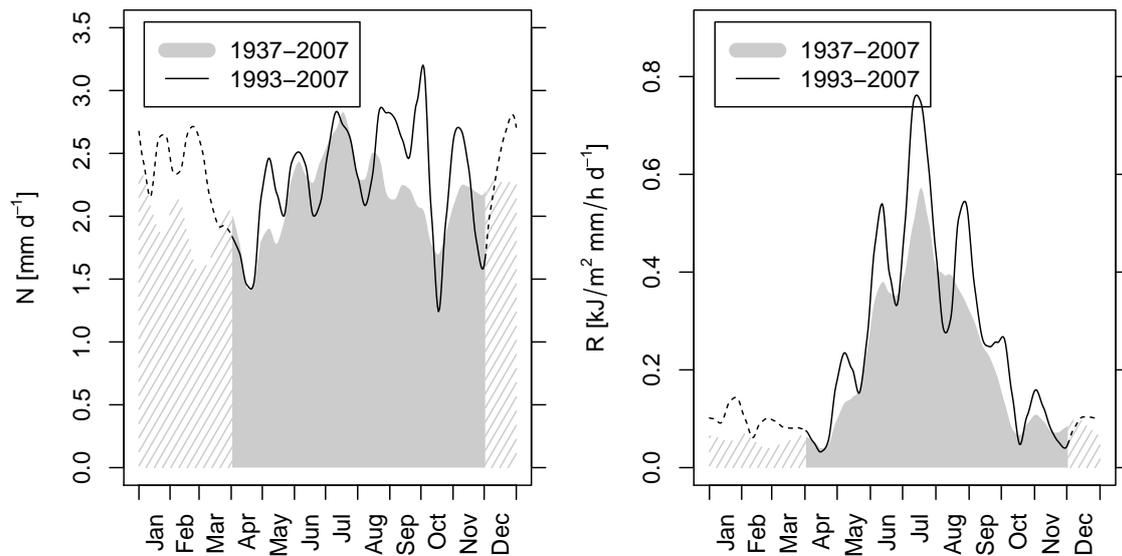


Abbildung 4.24: Jahresgang des Niederschlags und der Erosivität, Daten über einen Monat polynomiell geglättet (LOESS); grau: Tagesmittelwerte des Gesamtzeitraums (1937–2007), schwarz: Tagesmittelwerte Phase IV (1993–2007).

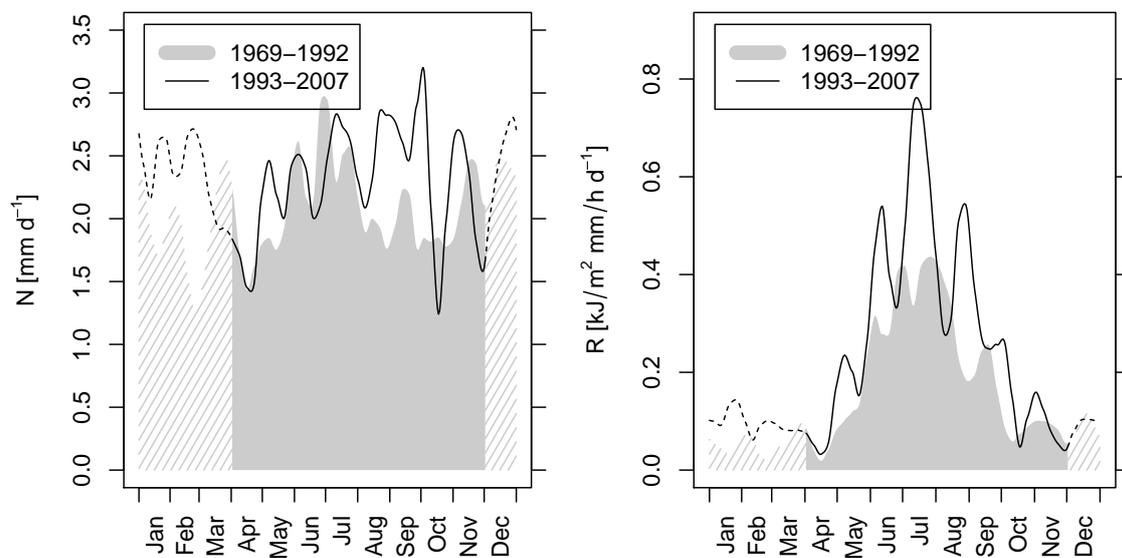


Abbildung 4.25: Jahresgang des Niederschlags und der Erosivität, Daten über einen Monat polynomiell geglättet (LOESS); grau: Tagesmittelwerte Phase III (1969–1992), schwarz: Tagesmittelwerte Phase IV (1993–2007).

Die Abbildungen 4.26 und 4.27 zeigen den Jahresgang der Veränderungen in Erosivität und Niederschlag, d.h. die Differenz der Jahresgänge von Phase IV zum Gesamtzeitraum bzw. Phase IV zu Phase III. Wie auch der Jahresgang der Absolutwerte zeigt der Jahresgang der Differenzen ein ausgeprägtes saisonales Muster. Im Allgemeinen korrespondiert eine Zunahme in der Erosivität mit einer Zunahme der Niederschläge. Im Juni und Juli, dem Zeitraum der stärksten Zunahme der Erosivität, findet jedoch keine Zunahme der Niederschläge statt. Daraus kann man folgern, dass die Zunahme der Erosivität im Juni und Juli auf eine Zunahme der Niederschlagsintensitäten bzw. Anzahl der Starkregenereignisse zurückgeht, nicht aber auf eine Zunahme der Niederschlagsmenge. Dies impliziert auch, dass die Niederschläge (1993–2007) weniger gleichmäßig über diese Monate verteilt waren. Im Extremfall könnte ein ausgeprägter Wechsel zwischen Phasen der Trockenheit und anschließenden Extremniederschlägen zu einer Zunahme der Erosion führen, da während längerer Trockenheit die Bodenbedeckung durch die Pflanzen abnimmt.

4 Ergebnisse und Diskussion

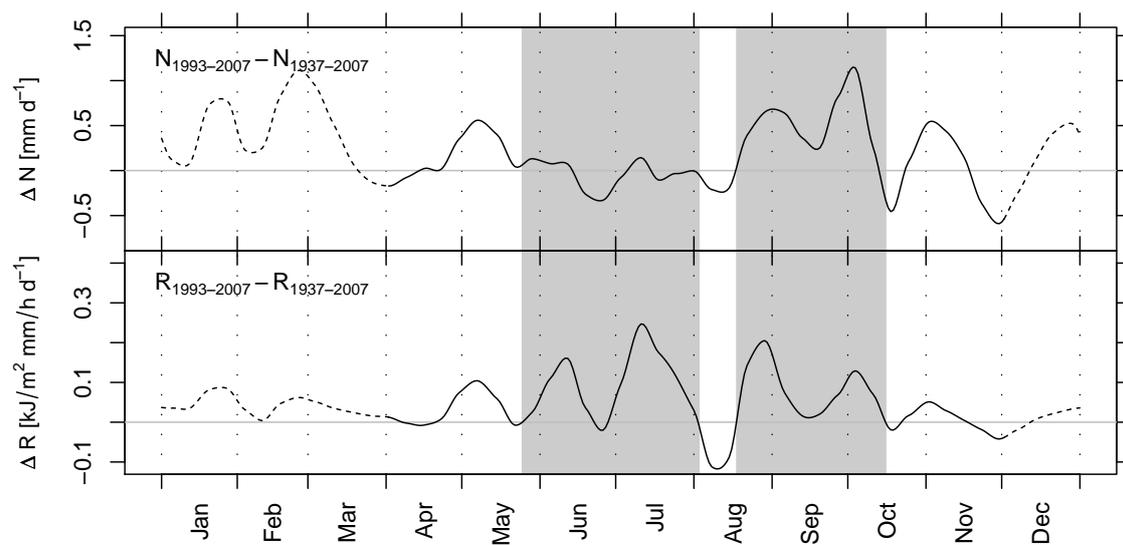


Abbildung 4.26: Jahresgang der Veränderung von Niederschlag und Erosivität, Daten über einen Monat polynomiell geglättet (LOESS); dargestellt ist die Differenz zwischen den Tagesmittelwerten in Phase IV (1993–2007) und den Tagesmittelwerten des Gesamtzeitraum (1937–2007); grau hinterlegt: Bereich gegenläufiger Trends in Niederschlag und Erosivität.

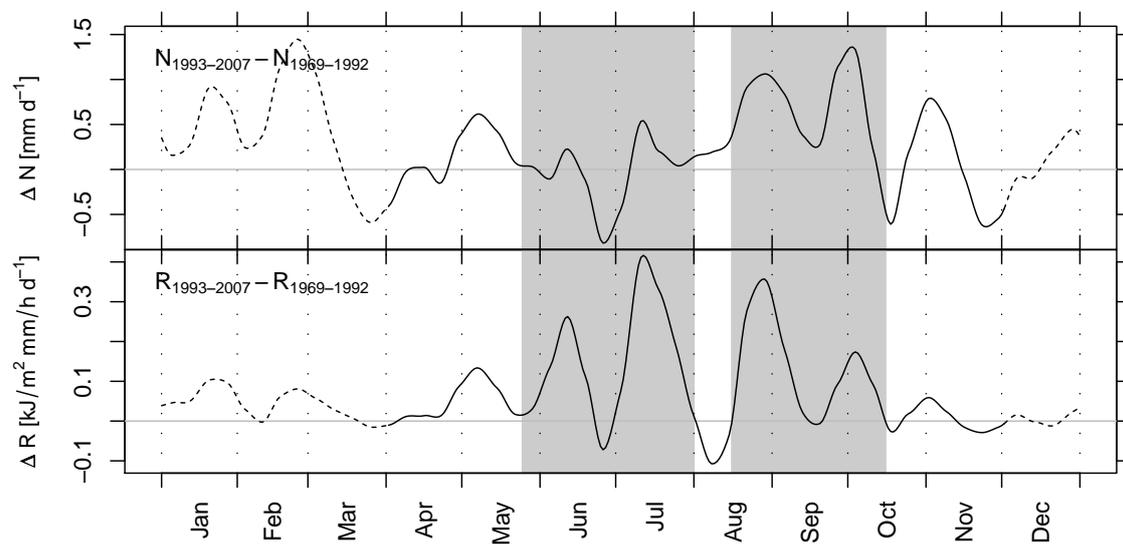


Abbildung 4.27: Jahresgang der Veränderung von Niederschlag und Erosivität, Daten über einen Monat polynomiell geglättet (LOESS); dargestellt ist die Differenz zwischen den Tagesmittelwerten in Phase IV (1993–2007) und den Tagesmittelwerten in Phase III (1969–1992); grau hinterlegt: Bereich gegenläufiger Trends in Niederschlag und Erosivität.

Mögliche Folgen der Veränderung

Stellt man den Jahrgang der Bodenbedeckung (Abb. 4.28) dem Jahrgang der Veränderung der Erosivität gegenüber, so zeigt sich, dass die maximale Zunahme der Erosivität vor allem in Zeiträumen stattfindet, wo bestimmte landwirtschaftliche Nutzpflanzen noch keine ausreichende Bodenbedeckung entwickelt haben (z.B. Mais, Zuckerrüben) bzw. bereits abgeerntet sind (z.B. Sommerweizen, Winterweizen und Wintergerste). Das heißt, aus der Änderung des saisonalen Verlaufes der Erosivität resultiert ein höheres Erosionsrisiko auf Ackerflächen. Dabei ist zu beachten, dass im Speziellen bei der ackerbaulichen Nutzung unter Umständen eine Anpassung des Flächenmanagements an sich ändernde Temperaturen stattfindet.

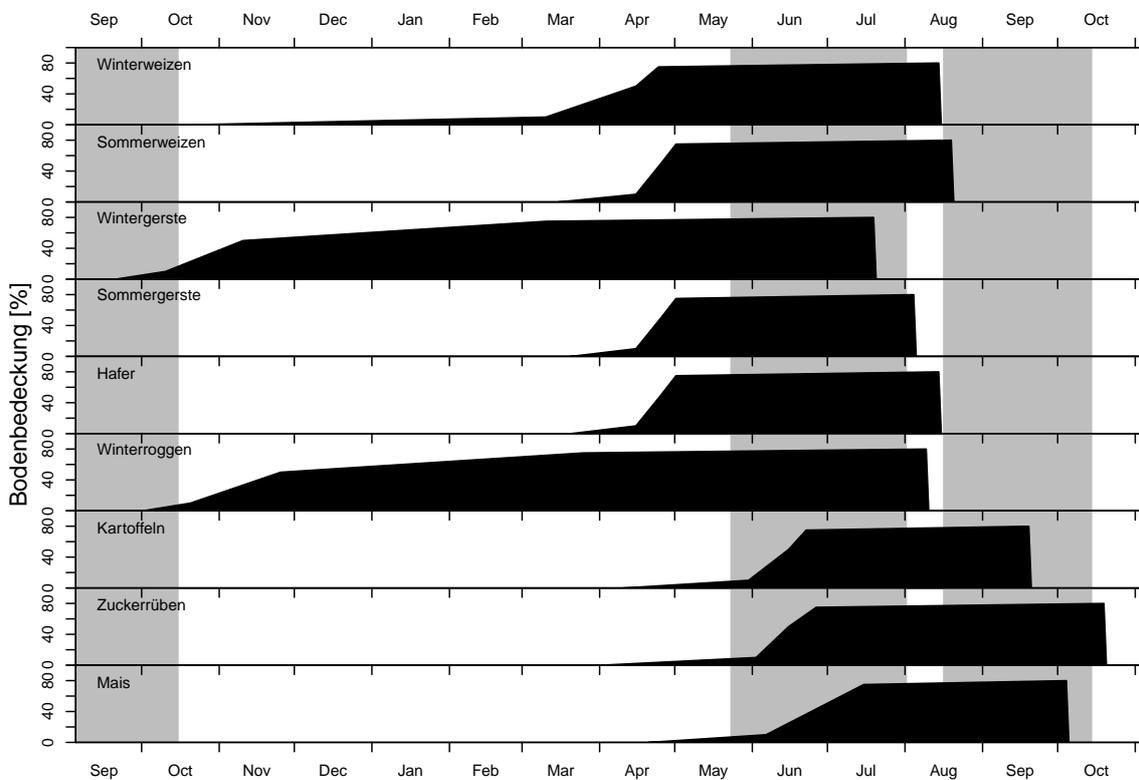


Abbildung 4.28: Jahrgang der Bodenbedeckung unterschiedlicher agrarischer Nutzpflanzen (exemplarisch); grau hinterlegt: Bereiche der stärksten Zunahme der Erosivität (vgl. Abb. 4.26 u. 4.27); Daten für Bayern, nach Schwertmann 1987; die Bodenbedeckung unterliegt einer regionalen Variabilität, Vergleiche mit den Deutschen Meteorologischen Jahrbüchern (DWD 1998–2007) zeigen für NRW Abweichungen von ca. $\pm 2-10$ Tagen.

4.7 Räumliche Variabilität

Um räumliche Unterschiede der Regenerosivität und Trends der Regenerosivität in Nordrhein-Westfalen zu untersuchen, wurden für den Zeitraum 1973–2007 53 Stationen untersucht. Aufgrund der unvollständigen Abdeckung des Raumes, insbesondere in den Randbereichen (Rheinisches Schiefergebirge, Wesergebirge, Münsterland, Niederrhein und Eifel) ist eine flächendeckende Aussage über Gesamt-Nordrhein-Westfalen nicht möglich. Ebenso ist eine räumliche Interpolation (z.B. Inverse Distance, Kriging) nicht sinnvoll, da die naturräumliche Heterogenität nicht vom vorhandenen Stationsnetz erfaßt wird.

Einen Überblick über die Mittelwerte und Trends der einzelnen Stationen bietet Tabelle 4.6 am Ende des Kapitels.

4.7.1 Räumliche Variabilität der Erosivität

Die jährliche Erosivität und der jährliche Niederschlag (jeweils Apr.–Nov.) zeigen für alle betrachteten 53 Stationen eine ähnliche räumliche Variabilität (Abb. 4.29, 4.30). Der Variationskoeffizient der Stationsmittelwerte liegt bei 13% für die Erosivität und 12% für den Niederschlag. Sowohl Erosivität als auch Niederschlag zeigen einen hochsignifikanten ($p < 0.001$) Zusammenhang mit der Höhe ü. NN. Dieser ist jedoch bei der Erosivität ($R^2 = 0.39$) weniger deutlich ausgeprägt als beim Niederschlag ($R^2 = 0.70$).

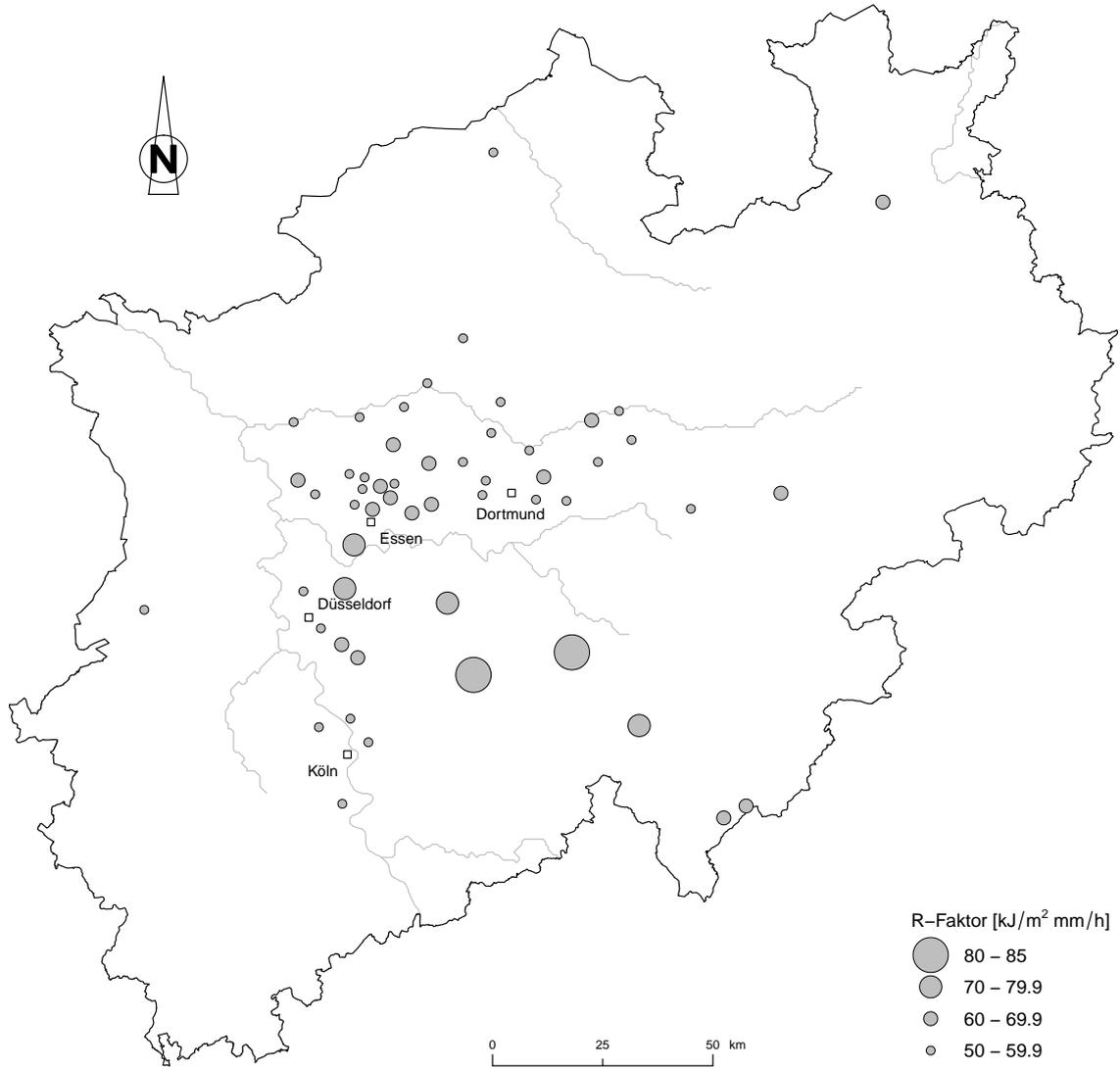


Abbildung 4.29: Karte der jährlichen Erosivität (1973–2007, Apr.–Nov.)

4 Ergebnisse und Diskussion

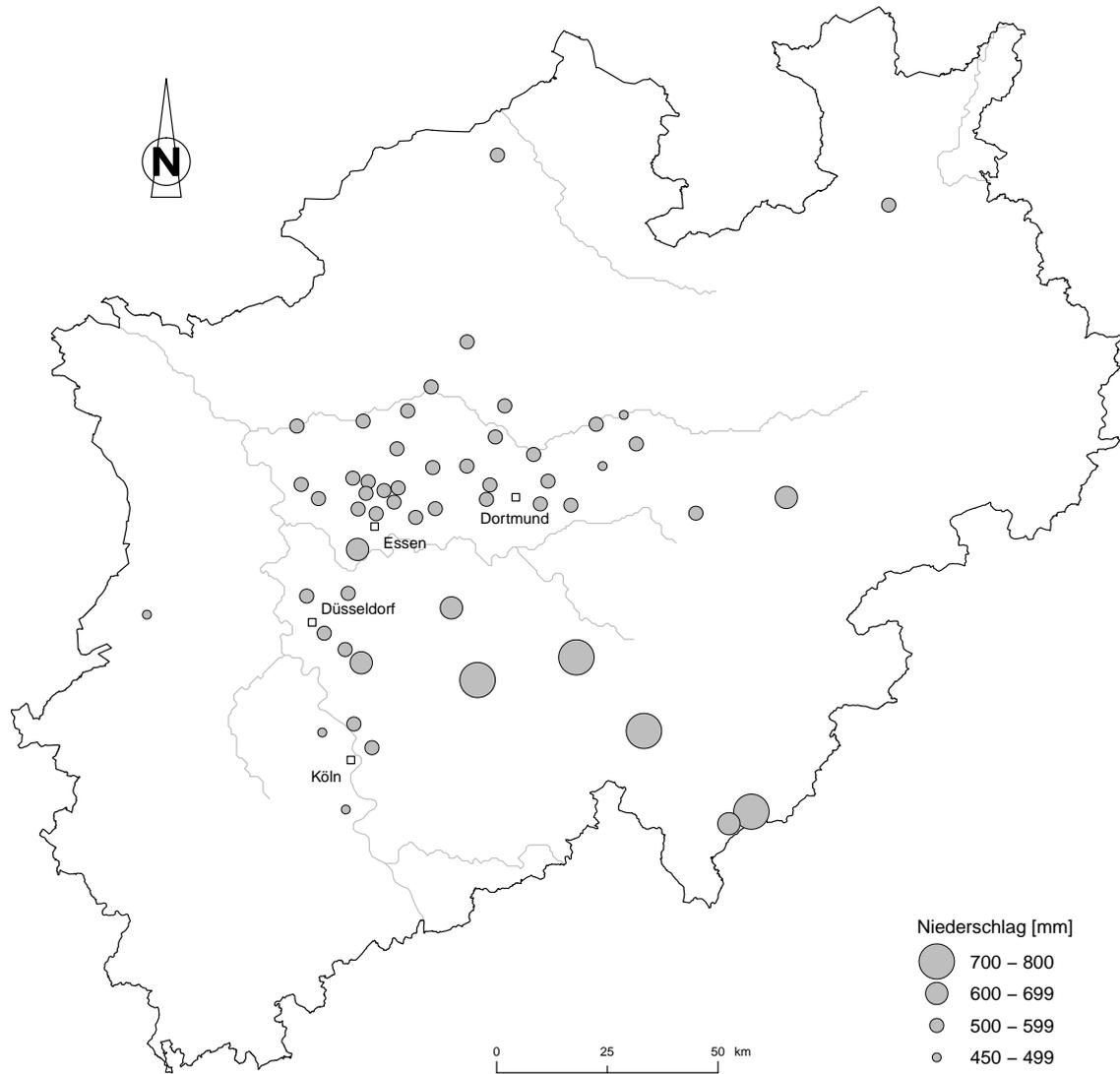


Abbildung 4.30: Karte der jährlichen Niederschläge (1973–2007, Apr.–Nov.)

4.7 Räumliche Variabilität

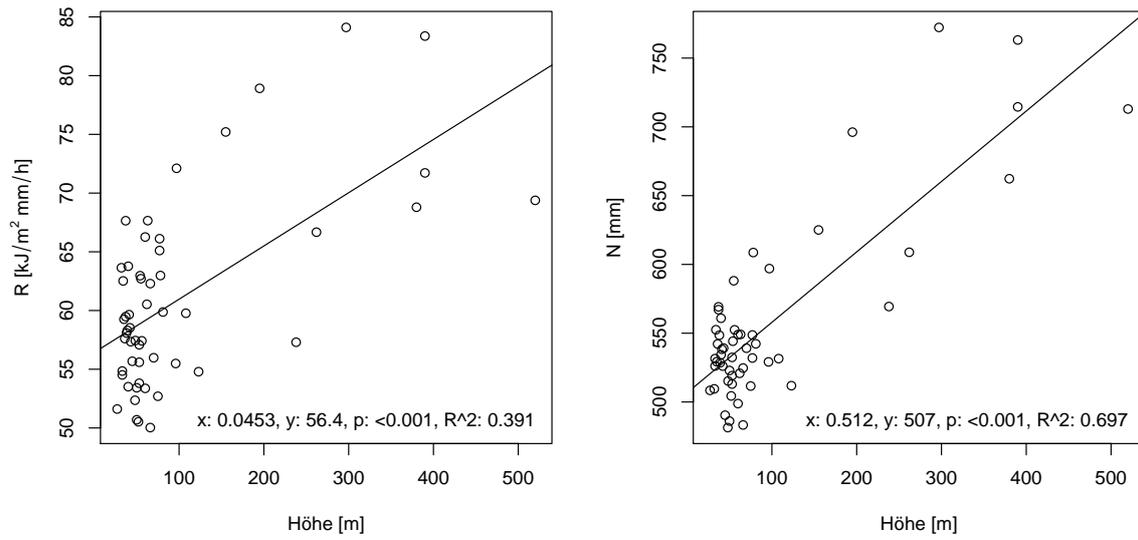


Abbildung 4.31: Erosivität (links) und Niederschlag (rechts) in Abhängigkeit von der Höhe ü.N.N (1973–2007, Apr.–Nov.)

4.7.2 Räumliche Variabilität der Trends

Betrachtet man die räumliche Variabilität der Trends in der Erosivität (Abb. 4.32) und im Niederschlag (Abb. 4.33), so zeigt sich, dass die Trends in der Erosivität sowohl in ihrer Größe als auch dem Signifikanzniveau ausgeprägter sind. Dies entspricht den Ergebnissen der Trendanalysen der langjährigen Zeitreihen. Auffallend ist, dass teilweise Stationen mit ausgeprägtem, hochsignifikantem Trend in der Erosivität, z.B. Hochdahl KA (Stations-ID 31, vgl. auch Tab. 4.6), keinen signifikanten Trend im Niederschlag aufweisen. Ebenso finden sich Stationen mit ausgeprägtem, signifikantem Trend im Niederschlag die keinen signifikanten Trend in der Erosivität aufweisen, z.B. Effeln (18). Über die Höhenabhängigkeit hinaus gibt es weder für den Trend in der Erosivität, noch für den Niederschlagstrend offensichtliche räumliche Zusammenhänge.

Die Analysen zum Mann-Kendall Test (Abb. 4.34, 4.35) lassen keine räumlichen Muster erkennen, bestätigen aber die positiven Trends der Regressionsanalyse. Die Monotonie der Trends ist bei den Erosivitäten deutlich höher und signifikanter als bei den Niederschlägen.

Setzt man die Trends (Absolutwerte) in Relation zur Höhenlage der Stationen, so zeigt sich, dass diese mit der Höhe signifikant zunehmen. Dabei ist ein Zusammenhang beim Niederschlag erkennbar ($p < 0.001$, $R^2 = 0.3$), während bei der Erosivität ($p = 0.05$, $R^2 = 0.07$) kein aussagekräftiger Zusammenhang besteht (Abb. 4.36).

In beiden Fällen resultiert der Zusammenhang allerdings im Wesentlichen aus den mit der Höhe zunehmenden Mittelwerten der Erosivität und des Niederschlags. Normiert man den Trend jeder Station mit dem jeweiligen Stationsmittelwert (relative Trends), so zeigt sich kein signifikanter Zusammenhang mehr mit der Höhe (Abb. 4.37).

Betrachtet man die räumliche Verteilung der Trends der 53 Stationen, so deuten sich keine offensichtlichen Zusammenhänge zwischen Trendstärke und weiteren Raumvariablen an. In den Mittelgebirgslagen könnten eventuell andere Faktoren als die Höhe ü. NN, z.B. Luv-Lee-Lagen, von Bedeutung für die räumliche Verteilung der Trends sein. Entsprechende Analysen sind aber mit dem vorhandenen Datensatz kaum durchzuführen.

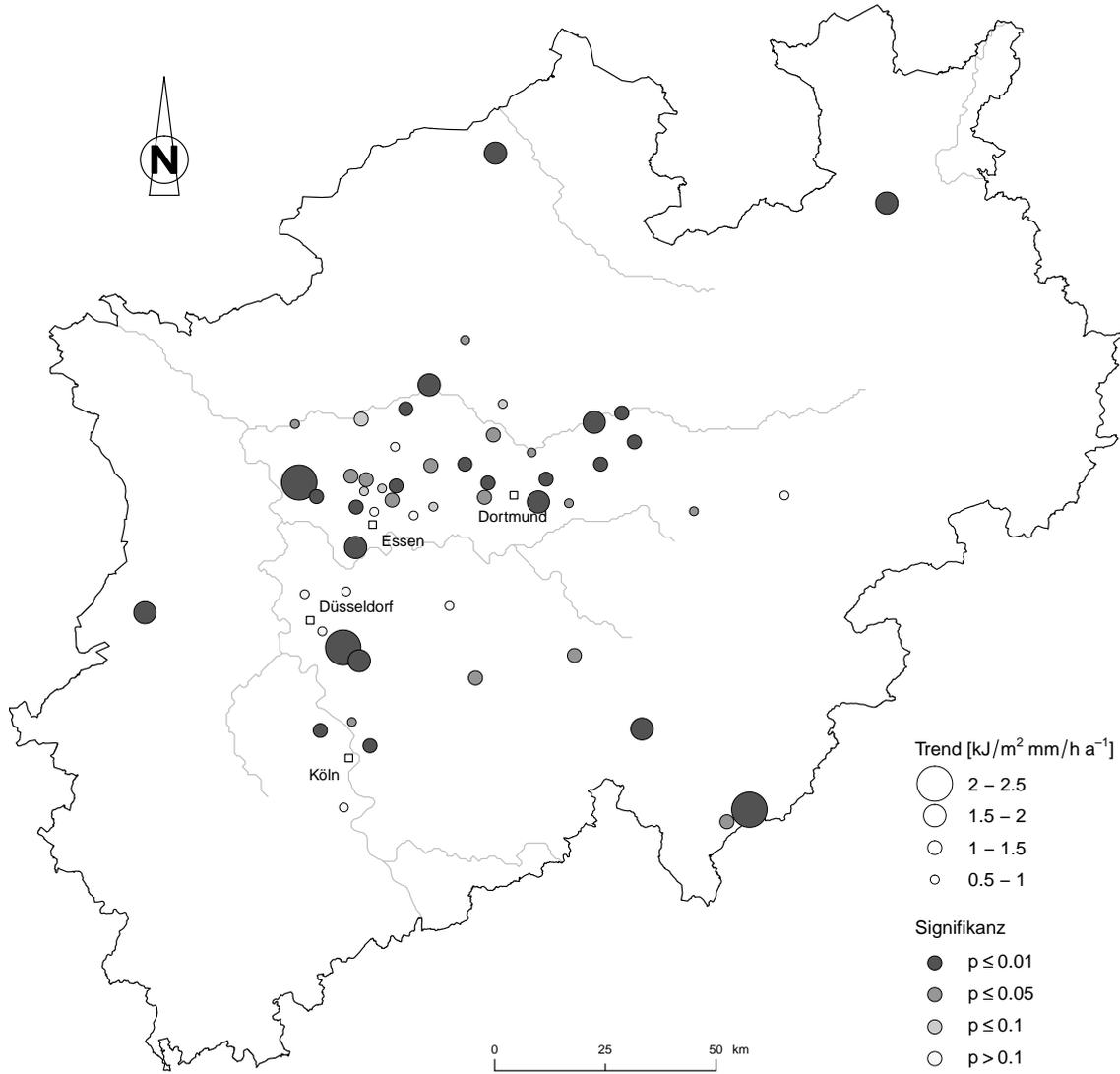


Abbildung 4.32: Karte der linearen Trends der Erosivität (1973–2007, Apr.–Nov.)

4 Ergebnisse und Diskussion

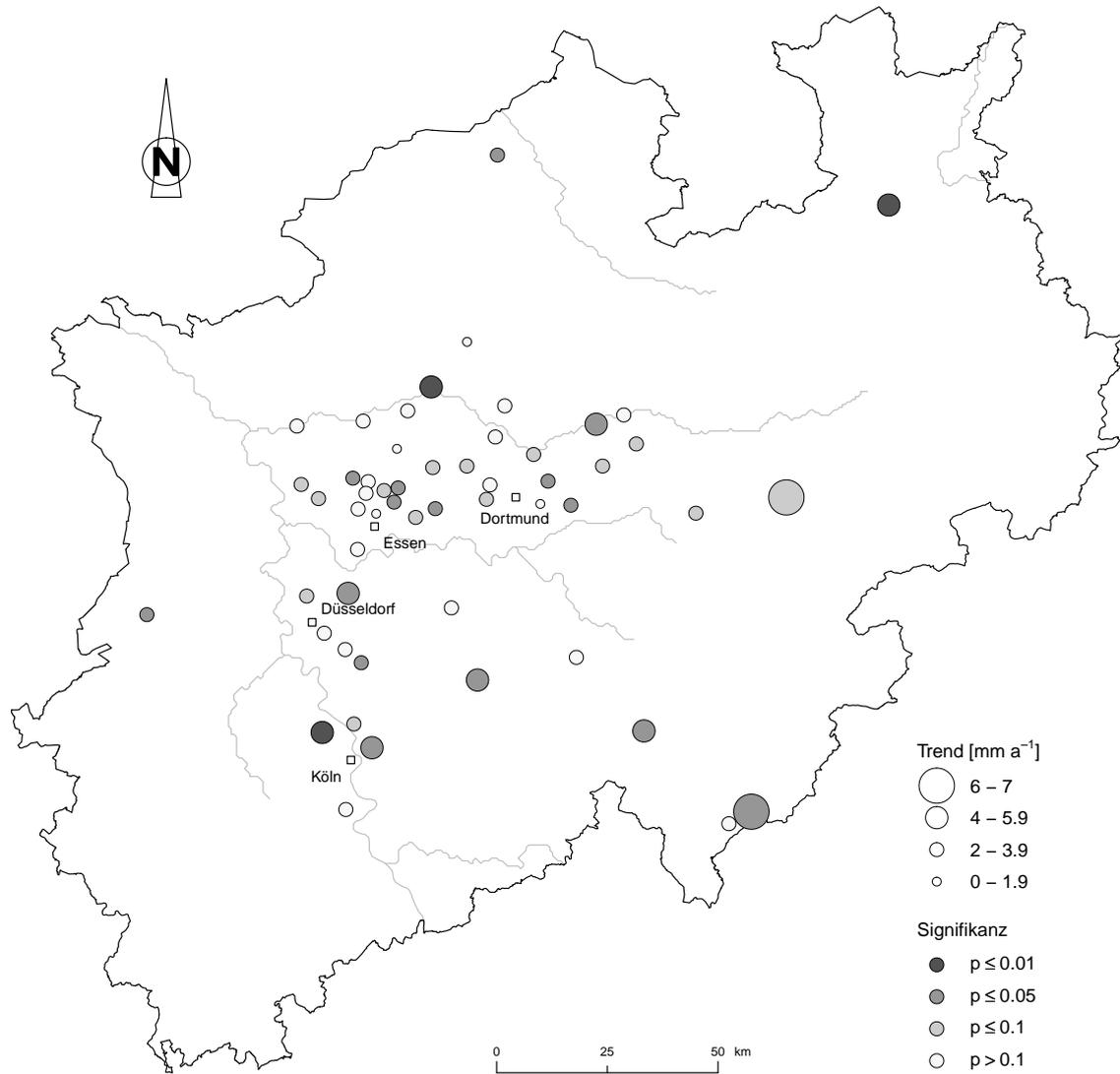


Abbildung 4.33: Karte der linearen Trends der Niederschläge (1973–2007, Apr.–Nov.)

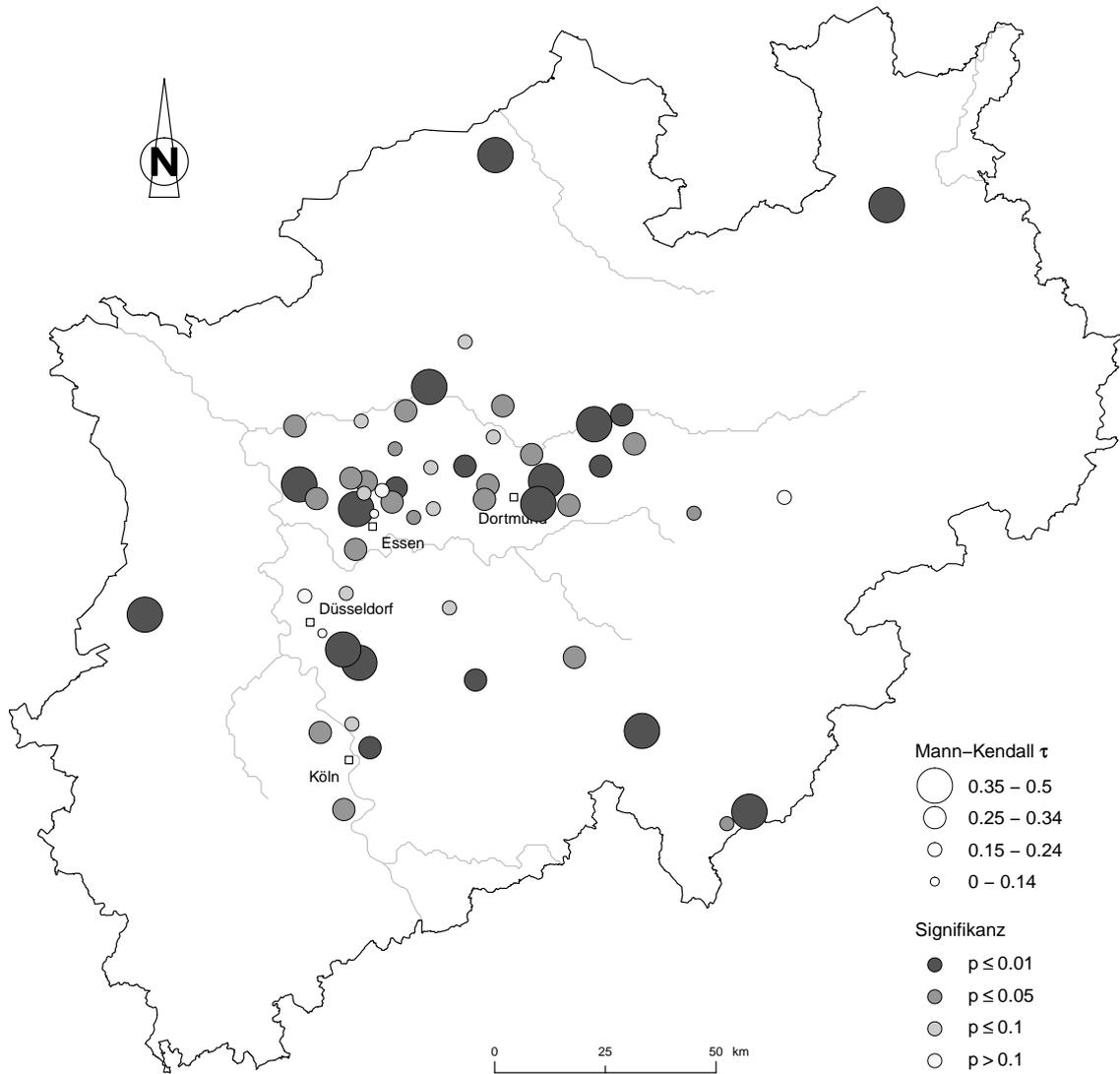


Abbildung 4.34: Karte der monotonen Trends (Mann-Kendall Test) der Erosivität (1973–2007, Apr.–Nov.)

4 Ergebnisse und Diskussion

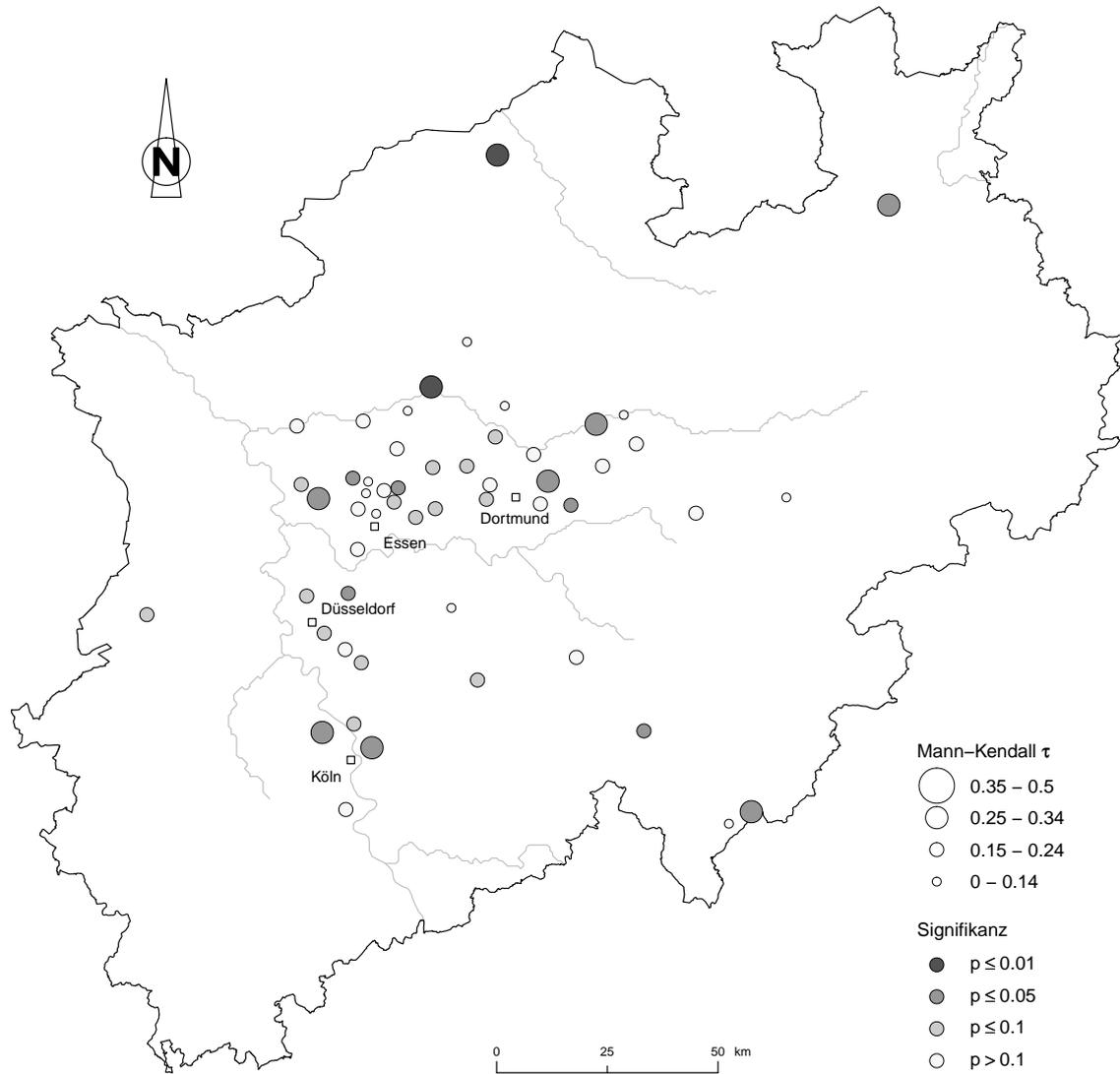


Abbildung 4.35: Karte der monotonen Trends (Mann-Kendall Test) der Niederschläge (1973–2007, Apr.–Nov.)

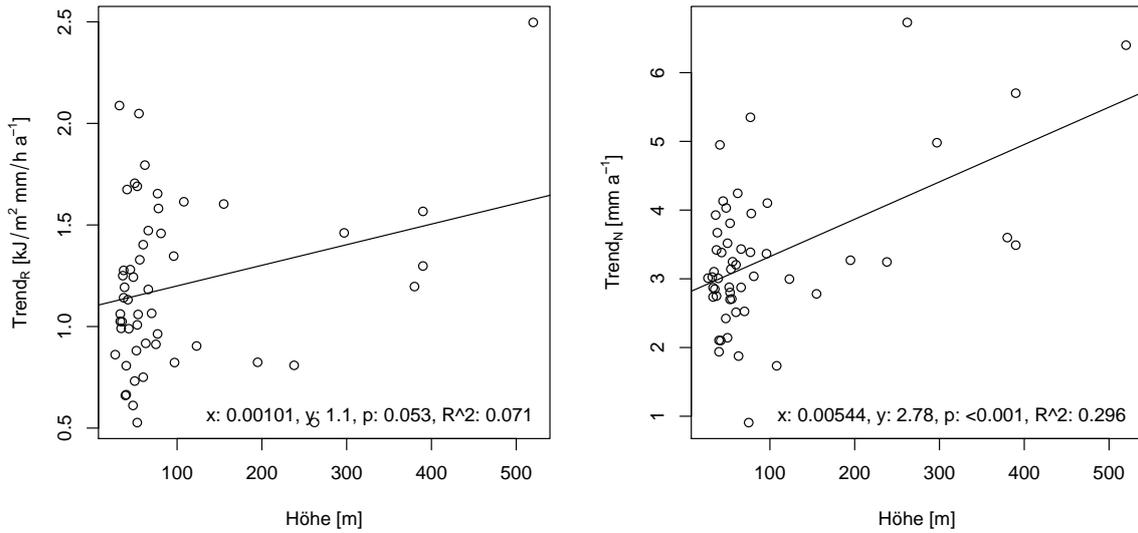


Abbildung 4.36: Absolutwerte der Trends in Erosivität (links) und Niederschlag (rechts) in Abhängigkeit von der Höhe ü.N.N (1973–2007, Apr.–Nov.)

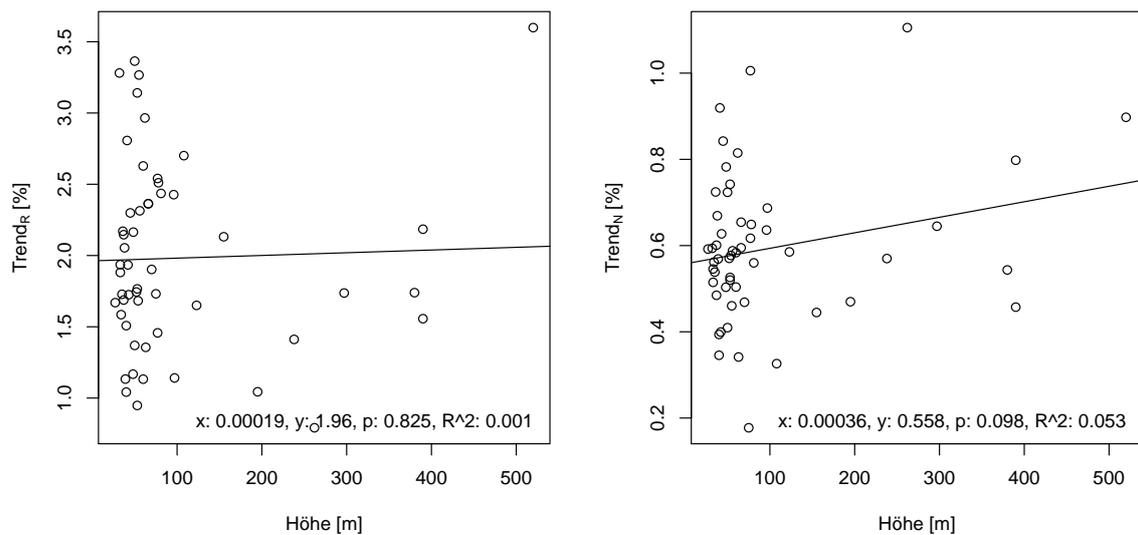


Abbildung 4.37: Normalisierte Trends Erosivität (links) und Niederschlag (rechts) in Abhängigkeit von der Höhe ü.N.N (1973–2007, Apr.–Nov.)

4 Ergebnisse und Diskussion

Tabelle 4.6: Mittelwerte und Trends der 35-jährigen Zeitreihen (1973–2007, Apr.–Nov.); id und Station vgl. Abb. 2.1, h: Höhe ü.N.N. [m], R: Erosivität [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}$], T_R : Trend der Erosivität [$\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h} \cdot \text{a}^{-1}$], N: Niederschlag [mm], T_N : Trend des Niederschlags [mm a^{-1}] p: Signifikanzniveau (“.”: $p \leq 0.1$, “*”: $p \leq 0.05$, “**”: $p \leq 0.01$, “***”: $p \leq 0.001$), R^2 : Bestimmtheitsmaß

id	Station	h	R	T_R	p	R^2	N	T_N	p	R^2
1	angertalka	97	72.1	0.8		0.08	597	4.1	*	0.12
2	bevertalsperrewv	297	84.1	1.5	*	0.18	772	5.0	*	0.12
3	bochum_dmt	77	66.1	1.0	.	0.10	549	3.4	*	0.12
4	boenen	66	50.0	1.2	**	0.19	483	2.9	.	0.10
5	bottropboye	40	53.5	0.8	.	0.10	534	2.1		0.04
6	bottropeigen	38	58.1	1.2	*	0.17	549	3.7	*	0.11
7	castroprauzelhabingh1	56	57.4	1.3	**	0.23	552	3.2	.	0.09
8	dinslakenemscherm	32	63.6	2.1	***	0.27	510	3.0	.	0.10
9	dorstenhasewinkel	35	59.3	1.0	.	0.11	529	2.8		0.06
10	dortmundaplerbeck	108	59.8	1.6	***	0.33	532	1.7		0.04
11	dortmundkurl	66	62.3	1.5	**	0.25	525	3.4	*	0.15
12	dortmundmarten	81	59.9	1.5	*	0.16	542	3.0	.	0.09
13	dortmundnettebach	70	56.0	1.1	**	0.19	539	2.5		0.07
14	duelkengrka	50	50.7	1.7	***	0.37	486	3.5	*	0.13
15	duelmen	75	52.7	0.9	*	0.13	512	0.9		0.01
16	duennwald1	48	57.4	1.2	**	0.22	515	4.0	*	0.18
17	duesseldorfgerresheim1	53	55.6	0.5		0.05	532	2.8		0.07
18	effeln	262	66.7	0.5		0.02	609	6.7	.	0.08
19	essenhesselbruch	37	59.5	1.3	***	0.28	567	2.8		0.07
20	essenlisbrwlanuv	155	75.2	1.6	**	0.24	625	2.8		0.06
21	essenstoppenberg	40	63.8	0.7		0.05	561	1.9		0.04
22	gelsenkirchenaltstadt	37	67.6	1.1	*	0.14	569	3.4	*	0.12
23	gelsenkirchenbismarck	36	57.6	1.2	**	0.25	542	3.9	*	0.14
24	gelsenkirchenhessler	34	62.5	1.0	.	0.10	553	3.1	.	0.08
25	gladbeckhahnenbach	33	54.8	1.1	*	0.14	532	2.7		0.07
26	halternka	41	59.6	1.7	***	0.27	538	5.0	**	0.19
27	hammmattenbecke	60	53.4	1.4	**	0.22	499	2.5		0.07
28	helgersdorfn	380	68.8	1.2	*	0.17	662	3.6		0.08
29	herfordn	77	65.1	1.6	**	0.22	532	5.3	**	0.23
30	herringen	62	60.5	1.8	***	0.34	521	4.2	*	0.17
31	hochdahlka	55	62.7	2.0	***	0.33	588	2.7		0.07
32	huenxe	27	51.6	0.9	*	0.15	508	3.0		0.08
33	lahnhofgeiersgrundn	520	69.4	2.5	***	0.45	713	6.4	*	0.18
34	leverkusengka	43	57.3	1.0	*	0.13	539	3.4	.	0.10
35	luenen	52	50.5	0.9	*	0.18	504	2.9	.	0.10
36	marlost	42	58.5	1.1	**	0.22	526	2.1		0.04
37	moehnetalsperre	238	57.3	0.8	*	0.12	569	3.2	.	0.10
38	oberhausenbuschhausen	33	54.5	1.0	**	0.20	526	2.9	.	0.09

Fortsetzung ...

... Fortsetzung

id	Station	h	R	T_R	p	R^2	N	T_N	p	R^2
39	ratingenka	39	58.3	0.7		0.07	529	3.0	.	0.08
40	recklingsimreitwinkel	54	63.0	1.1	*	0.14	544	3.1	.	0.10
41	rehringhausenn	390	71.7	1.6	***	0.28	715	5.7	*	0.16
42	rhybern	96	55.5	1.4	**	0.22	529	3.4	.	0.10
43	rondorf	48	52.4	0.6		0.07	481	2.4		0.07
44	schwelmka	195	78.9	0.8		0.08	696	3.3		0.07
45	selm	50	53.4	0.7	.	0.10	523	2.1		0.04
46	solingenohlgska	78	63.0	1.6	***	0.29	609	4.0	*	0.12
47	starnold	53	53.8	1.7	***	0.35	513	3.8	*	0.18
48	unnabillmerich	123	54.8	0.9	*	0.13	512	3.0	*	0.13
49	versetalsperre	390	83.4	1.3	*	0.15	763	3.5		0.06
50	waltrop	53	57.1	1.0	*	0.12	519	2.7		0.07
51	wattenscheid	60	66.3	0.8		0.07	549	3.2	.	0.10
52	weiler1	45	55.7	1.3	**	0.20	490	4.1	**	0.20
53	westerholt	63	67.7	0.9		0.05	549	1.9		0.02

4 *Ergebnisse und Diskussion*

5 Schlussfolgerung

Generell lassen sich aus dem Projekt “Einfluss des globalen Klimawandels auf die räumliche und zeitliche Variabilität der Niederschlagserosivität in NRW” folgende Schlussfolgerungen ziehen:

A. Trendanalyse zur Veränderung der jährlichen Regenerosivität anhand der hochauflösenden Niederschlagsdaten

Im Zeitraum von 1937 bis 2007 gab es im zentralen Nordrhein-Westfalen (10 Stationen) eine leichte Zunahme der Regenerosivität (Apr.–Nov.) um ca. 4% pro Dekade ($p < 0.05$). Diese Zunahme setzt sich aus einer Zunahme der Erosivität zwischen 1937 und Mitte der 1960er Jahre, einer Abnahme bis Mitte der 1970er Jahre sowie einer erneuten Zunahme bis 2007 zusammen. Der positive Trend ab Mitte der 1970er Jahre (1973–2007) ist besonders ausgeprägt, wobei hier eine Zunahme der Regenerosivität von ca. 20% pro Dekade ($p < 0.001$) zu verzeichnen ist.

Die linearen Trends und ihre Signifikanz aus linearen Regeregressionsbeziehungen und anschließenden t-Tests (beidseitig), konnten für beide Zeiträume (1937–2007 und 1973–2007) durch weitere Verfahren (Bootstrapping und Jackknife-Verfahren) bestätigt werden. Zudem zeigte der verteilungsunabhängige Mann-Kendall-Test ein weitestgehend monoton steigendes Verhalten der jährlichen Erosivität in den betrachteten Zeiträumen, wodurch die Ergebnisse der linearen Regeregressionsanalysen weiter untermauert werden.

Auf Grund des einheitlichen Betriebes, der für die obigen Analysen verwendeten Daten (10 Stationen der Emschergenossenschaft und des Lippeverbands im zentralen NRW), der durchgeführten Plausibilitätsprüfungen (siehe dieser Bericht und Prüfung im Rahmen des ExUS-Projekt) und der zusätzlichen Homogenitätstests, sind die obigen Ergebnisse gut abgesichert. Die positiven Trends für den Zeitraum 1973–2007 werden zudem von den weiteren 53 Stationen, die auf NRW verteilt sind bestätigt. Damit ergibt sich insgesamt ein klares Bild für den betrachteten Zeitraum.

Es sei an dieser Stelle aber nochmals darauf hingewiesen, dass die gewählten Methoden zur Trendanalyse (andere waren bei der großen Variabilität der jährlichen

Erosivität nicht umsetzbar) keine Extrapolation in die Zukunft erlauben. Diese Beschränkung der Aussage auf den Untersuchungszeitraum wird, neben der statistischen Auswertung, bereits aus der visuellen Betrachtung der langen Zeitreihen, die einen Wechsel von Phasen hoher und geringer Erosivität zeigen, deutlich.

B. Veränderungen in Frequenz und Magnitude erosiver Ereignisse

Für den betrachteten Zeitraum ergibt sich auch hinsichtlich der Zunahme der Frequenz und der Magnitude von erosiven Einzelereignissen, die zusammen zur Zunahme der jährlichen Erosivität führen, ein eindeutiges Bild. Im Gegensatz zu den nicht erosiven Ereignissen nimmt die Anzahl der erosiven Ereignisse signifikant zu (entspricht Zunahme der Frequenz).

Vergleicht man die Entwicklung der Erosivität in den fünf Größenklassen, die sich aus den mittleren Werten des Zeitraumes 1937 bis 2007 ergeben, so zeigt sich, dass es zu einer signifikanten Zunahme des Anteils der Gesamterosivität in der größten Größenklasse (oberen 20% der Ereignisse) kommt. Im Gegensatz dazu nimmt der Anteil der Gesamterosivität, der durch die kleinste Größenklasse (unteren 20% der Ereignisse) repräsentiert wird ab. Damit zeigt sich, dass in besonderem Maße die Magnitude der Ereignisse zunimmt.

C. Zusammenhang jährliche Regenerosivität und jährlicher Niederschlag

Analog zur jährlichen Regenerosivität zeigt auch der jährliche Niederschlag (jeweils Apr.–Nov.) für die betrachteten Zeiträume (1937–2007 und 1973–2007) an den 10 Stationen im zentralen NRW positive Trends. Für den Zeitraum 1937–2007 beträgt die Zunahme beim Niederschlag 2% pro Dekade (nicht signifikant) und für den Zeitraum 1973–2007 6% pro Dekade ($p < 0.05$). Im Gegensatz zur Regenerosivität sind diese Trends aber um einen Faktor 2 bzw. 3 (1937–2007 bzw. 1973–2007) weniger ausgeprägt und weisen zudem ein geringeres Signifikanzniveau auf.

Betrachtet man die Regressionsbeziehung zwischen Regenerosivität und Niederschlag, so zeigt sich für den Gesamtzeitraum ein relativ stabiler Zusammenhang ($R^2 = 0.57$; $p < 0.001$). Problematisch bei der Ableitung eines solchen Zusammenhanges, wie er z.B. in der DIN 19708 für unterschiedliche Bundesländer hergestellt wird, ist jedoch die Sensitivität der Regressionsbeziehung bezüglich der Dauer und Auswahl des zugrunde liegenden Zeitraumes. Die Berechnung der Regressionsbeziehung zwischen Erosivität und Niederschlag aus Zeiträumen < 30 a ist dabei nicht geeignet die langjährigen mittleren Verhältnisse eines Raumes adequat abzubilden.

D. Jahresganges der Regenerosivität

Die Veränderung der jährlichen Erosivität zwischen 1937 und 2007 lässt sich auch durch die Ermittlung von vier Phasen ähnlicher mittlerer Erosivität (Minimierung der Varianz zur Phasenbestimmung) darstellen. Vergleicht man die Jahresgänge der Erosivität für die jüngere Vergangenheit (1993–2007) mit dem gesamten Untersuchungszeitraum (1937–2007) und einer Phase niedriger Erosivität (1969–1992), so zeigt sich eine deutliche Veränderung des Jahresganges. Die stärkste Zunahme der Erosivität im Jahresgang ist für die Monate Juni bis August zu verzeichnen. Darüber hinaus gibt es eine leichte Zunahme der Erosivität im Mai und in den Monaten September und Oktober. Besonders ausgeprägt ist die Zunahme der Erosivität gegenüber dem Zeitabschnitt 1969–1992. Hinsichtlich der Erosionsgefährdung sind dabei vor allem die Zeiträume Mai bis Anfang Juni (z.B. bei Mais, Kartoffeln etc.) und im August und September [(Winter-)Getreide] problematisch.

Auffallend ist, dass vor allem in den Monaten Juni und Juli die Regenerosivität zunimmt, obwohl der Niederschlag weitestgehend konstant bleibt. Dies deutet auf eine Abkopplung von monatlicher Niederschlagsmenge und intensiven Einzelereignissen, die für die monatliche Regenerosivität von besonderer Bedeutung sind, hin.

Inwieweit eine jahreszeitliche Verschiebung der Erosivität tatsächlich zu größerer Erosionsgefahr führt, hängt ganz wesentlich von der Anpassung der Landwirte an ein sich änderndes Klima ab. Die große Erosionsgefahr bei Reihenfrüchten in den Monaten Mai bis Anfang Juni könnte beispielsweise durch eine frühere Aussaat und damit frühere Bodenbedeckung kompensiert werden. Insgesamt erscheint die Veränderung der Regenerosivität weniger bedeutend für eine Veränderung der Erosion als eine Veränderung der agronomischen Praxis in Folge des Klimawandels. Werden beispielsweise zukünftig Grünlandstandorte bei zunehmenderm Ertragspotential durch steigende Temperaturen in Maisanbauflächen umgewandelt, so ist hinsichtlich der Bodenerosion mit deutlich größeren Effekten zu rechnen, als dies auf Grund einer Veränderung des Jahresgangs der Erosivität zu erwarten ist.

E. Räumliche Variabilität der Trends in Niederschlag und Regenerosivität

Zur Analyse der räumlichen Variabilität der Trends wurden 53 Stationen für den Zeitraum von 1973 bis 2007 ausgewertet. Die Jahreswerte von Erosivität und Niederschlag zeigen eine ähnliche räumliche Variabilität (Variationskoeffizient: 13% bzw. 12%). Beide Größen zeigen einen hochsignifikanten positiven Zusammenhang mit der Höhenlage der jeweiligen Station, wobei dieser Zusammenhang beim Niederschlag stärker ausgeprägt ist als bei der Erosivität ($R^2=0.70$ bzw. $R^2=0.39$).

5 Schlussfolgerung

Die Trends von Niederschlag und Erosivität zeigen keine augenscheinlichen räumlichen Muster. Ein Zusammenhang zwischen Trendstärke und Höhenlage der jeweiligen Station besteht nur für die absoluten Werte der Trends, da diese vom Mittelwert des Niederschlags bzw. der Erosivität der jeweiligen Station, die mit der Höhe zunehmen, abhängen. Betrachtet man die relative Veränderung der Trends mit der Höhe ergibt sich kein Zusammenhang. Aufgrund der räumlichen Lage der Stationen (vor allem im zentralen NRW in Höhenlagen unter 100 m ü. NN) sind Analysen zum Zusammenhang zwischen Trendstärke und anderen Raumvariablen nicht möglich.

6 Quellen

- ARBEITSGEMEINSCHAFT EXUS (2010). Extremwertstatistische Untersuchung von Starkniederschlägen in NRW (ExUS). Abschlussbericht, vorläufige Fassung 2010-03-16. Aachen.
- ATV-DVWK (Hrsg.) (1985). Niederschlag - Starkregenauswertung nach Wiederkehrzeit und Dauer, Niederschlagsmessungen, Auswertung. Regelwerk Abwasser-Abfall, Arbeitsblatt A 121. Hennef.
- CANTY, A. & RIPLEY, B. (2009). boot: Bootstrap R (S-Plus) Functions. R package version 1.2-37.
- CLEVELAND, W. S., GROSSE, E. & SHYU, W. M. (1992). Local Regression Models. - In: CHAMBERS, J. M. & HASTIE, T. J. (Hrsg.): Statistical Models in S. Pacific Grove: 312-314.
- COLES, S. (2001). An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values. London.
- COLES, S. UND STEPHENSON, A. (2009). ismev. Version 1.34.
<http://CRAN.R-project.org/package=ismev>. 2009-07-18.
- DAVISON, A. C. & HINKLEY, D. V. (1997). Bootstrap Methods and Their Applications. Cambridge.
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR NORMUNG (DIN) (2005). DIN 19708. Bodenbeschaffenheit - Ermittlung der Erosionsgefährdung von Böden durch Wasser mit Hilfe der ABAG. Berlin.
- DWD (Hrsg.) (1998–2007). Deutsche Meteorologische Jahrbücher 1995–2004. Deutscher Wetterdienst. Offenbach am Main.
- EARTH SYSTEM RESEARCH LABORATORY (ESRL) (2010). Climate Timeseries AMO (Atlantic Multidecadal Oscillation) Index.
<http://www.esrl.noaa.gov/psd/data/timeseries/AMO/>. 2010-07-16.
- EG-WRRL (2000). Richtlinie 2000/60/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 23. Oktober 2000 zur Schaffung eines Ordnungsrahmens für Maß-

6 Quellen

- nahmen der Gemeinschaft im Bereich der Wasserpolitik (Wasserrahmenrichtlinie). – Amtsblatt d. Europ. Gemeinschaften, L327/1-72.
- FOX, JOHN (2008). Bootstrapping Regression Models. Appendix to An R and S-Plus Companion to Applied Regression. London.
- GEOLOGISCHES LANDESAMT NRW (2000). Erosions- und Verschlammungsgefährdung der Böden. Nordrhein-Westfalen. CD-ROM. Krefeld.
- KAPLAN et al. (1998). Analyses of global sea surface temperature 1856-1991, *Journal of Geophysical Research*, **103**, (18): 567–589.
- MCLEOD, A. I. (2009). Kendall rank correlation and Mann-Kendall trend test. R package version 2.1.
- PERL FOUNDATION (2009). <http://www.perlfoundation.org/>. 2009-06-30.
- R DEVELOPMENT CORE TEAM (2009). R: A Language and Environment for Statistical Computing. <http://www.r-project.org/>. 2009-06-30.
- SAUERBORN, P. (1994). Die Erosivität der Niederschläge in Deutschland - Ein Beitrag zur quantitativen Prognose der Bodenerosion durch Wasser in Mitteleuropa. Bonn.
- SCHÖNWIESE, C.-D. & JANOSCHITZ, R. (2008). Klima-Trendatlas Deutschland 1901–2007. - Berichte des Instituts für Atmosphäre und Umwelt der Universität Frankfurt/Main, **4**, Frankfurt am Main.
- SCHWERTMANN, U., VOGL, W. UND KAINZ, M. (1987). Bodenerosion durch Wasser. Vorhersage des Abtrags und Bewertung von Gegenmaßnahmen. Stuttgart.
- SEARCY, J. K. & HARDISON, C. H. (1960). Double-Mass Curves. Geological Survey Water-Supply Paper 1541-B. Washington.
- SUTTON, R. T. & HODSON, D. L. R. (2005). Atlantic Ocean Forcing of North American and European Summer Climate. - *Science*, **309** (5731): 115–118.
- WISCHMEIER, W. H. & SMITH, D. D. (1960). A universal soil-loss equation to guide conservation farm planning. *Trans. Int. Congr. Soil Sci.*, 7, p. 418-425.

A Inhalt der DVD

Verzeichnisbaum der DVD:

```
|-- data
|  |-- ext
|  |  |-- amo
|  |  |-- bedeckung
|  |  |-- nrw_stationen
|  |-- 1937-2007
|  |  |-- asc_gaps_filled
|  |  |-- asc_gaps_removed
|  |  |-- stats_gaps_filled
|  |  |-- stats_gaps_filled_apr-nov
|  |  |-- stats_gaps_filled_ext_gumbel
|  |  |-- stats_gaps_filled_ext_gumbel_apr-nov
|  |  |-- ts_gaps_filled
|  |  |-- ts_gaps_filled_apr-nov
|  |  |-- ts_gaps_filled_ext_gumbel
|  |  |-- ts_gaps_filled_ext_gumbel_apr-nov
|  |-- 1973-2007
|  |  |-- asc_gaps_filled
|  |  |-- asc_gaps_removed
|  |  |-- asc_orig
|  |  |-- etc
|  |  |-- stats_gaps_filled
|  |  |-- stats_gaps_filled_apr-nov
|  |  |-- stats_gaps_filled_ext_gumbel
|  |  |-- stats_gaps_filled_ext_gumbel_apr-nov
|  |  |-- ts_gaps_filled
|  |  |-- ts_gaps_filled_apr-nov
|  |  |-- ts_gaps_filled_ext_gumbel
|  |  |-- ts_gaps_filled_ext_gumbel_apr-nov
|  |-- orig
|-- software
|  |-- R
|  |-- bin
|  |-- lib
|  |  |-- R
|  |  |-- perl
```

A Inhalt der DVD

Erläuterung:

data/ext: Externe Daten

 amo: Atlantic Multidecal Oscillation

 bedeckung: Bodenbedeckungsdaten

 nrw_stationen: UTM-Koordinaten für Karten

data/1937-2007: Daten für 1937–2007 (Erklärung s.u.)

data/1973-2007: Daten für 1973–2007, Kodierung der Verzeichnisnamen wie folgt:

 asc_*: LANUV Ascii-Dateien

 stats_*: aggregierte Daten

 ts_*: äquidistante Zeitreihen in 5-min Auflösung

 orig: Originaldaten

 gaps_filled: Lückengefüllt

 gaps_removed: Lückenplatzhalter entfernt

 apr-nov: eingeschränkt auf Apr.–Nov.

 ext_gumbel: Extremereignisse entfernt

 etc: Hilfsdateien für Datenaufbereitung

data/orig: Originaldateien LANUV

software/R: R-Skripte zur Datenauswertung

software/bin: Perl- und UNIX-Shell-Skripte zur Datenaufbereitung

software/lib: eigene R- und Perl-Programmibliotheken

Die Zeitreihen (asc_* und ts_*) liegen aus Speicherplatzgründen in komprimierter Form (*.zip) vor.

B Datenformate

B.1 Rohdaten LANUV

Verzeichnisse:

data/19*-2007/asc_orig/

data/19*-2007/asc_gaps_removed/

Beispiel:

Parameter: Niederschlag

Ort: 47138394

DefArt: K

Herkunft: A

Quelle: F

Reihenart: Z

Version: 0

X: 3426800

Y: 5683790

Einheit: mm/h

Messgenau: 0

FToleranz: 0

NWGrenze: 0

SubOrt:

Hoehe: 31000

Werte:

02.01.1952 03:49:45 0

02.01.1952 03:50:15 1.9999981

02.01.1952 03:52:45 1.9999981

02.01.1952 03:53:15 1.5000004

[...]

Header: wird nicht ausgewertet

Spalten:

Datum: [DD.MM.YYYY]

Uhrzeit: [hh:mm:ss]

Niederschlagsintensität: [mm/h] bezieht sich jeweils auf das Zeitintervall zur vorherigen Zeile

Seperator: Leerzeichen

Anmerkungen:

Daten wie am 23.04.2009 vom LANUV zur Verfügung gestellt.

Nichtäquidistante Zeitreihe.

B.2 Lückengefüllte Rohdaten

Verzeichnisse:

data/19*-2007/asc_gaps_filled/

data/19*-2007/asc_gaps_filled/ext_gumbel/

data/19*-2007/asc_gaps_filled/apr-nov/

data/19*-2007/asc_gaps_filled/ext_gumbel_apr-nov/

Beispiel:

```
02.01.1952 03:49:45 0 0
02.01.1952 03:50:15 0 1.9999981
02.01.1952 03:52:45 0 1.9999981
02.01.1952 03:53:15 0 1.5000004
[...]
```

Spalten:

Datum: [DD.MM.YYYY]

Uhrzeit: [hh:mm:ss]

Lücke: [0,1] "0": Originaldaten, "1": Lückenfüllung

Niederschlagsintensität: [mm/h] bezieht sich jeweils auf das Zeitintervall zur vorherigen Zeile

Anmerkungen:

Rohdaten nach Lückenfüllung durch das Programm `fill_gaps.pl` (vgl. Anhang C)

Format wie Anhang B.1, aber

- kein Header;
- Zeilen mit `RWLuecke` entfernt;
- zusätzliche Spalte mit Information über Lückenfüllung;

B.3 Aufbereitete Zeitreihe

Verzeichnisse:

`data/19*-2007/ts_*/`

Beispiel:

```

datetime filled eventno prec precsum intensity imax30 erosive e_i r_i
1931-01-24 12:20:00 0 25 0.312 8.300 3.750 5.50 0 0.000000 0.000000
1931-01-24 12:25:00 0 25 0.625 8.300 7.500 5.50 0 0.000000 0.000000
1931-01-24 00:05:00 0 24 0.060 11.70 0.729 3.86 1 0.000650 0.002508
1931-01-24 00:10:00 0 24 0.027 11.70 0.333 3.86 1 0.000215 0.000828
[...]
```

Header: Spaltennamen; werden von den R-Skripten zur statistischen Auswertung benötigt.

Spalten:

`datetime`: ISO-Zeitstempel [YYYY-MM-DD hh:mm]
`filled`: [0,1] "0": Originaldaten, "1": Lückenfüllung
`eventno`: laufende Nummer des Ereignisses [1 ... n]
`prec`: Niederschlag [mm]
`precsum`: Niederschlagssumme des Ereignisses [mm]
`intensity`: Niederschlagsintensität [mm/h]
`imax30`: ereignisbezogene maximale 30-Minuten-Intensität [mm/h]
`erosive`: Kennzeichnung erosiver Ereignisse [0,1]; "0": nicht erosiv, "1": erosiv
`e_i`: kinetische Energiedichte des Intervalls [kJ/m²]
`r_i`: R-Faktor des Intervalls [kJ/m² · mm/h]

Seperator: Tabulator

Anmerkungen:

Äquidistante Zeitreihe; auf 5-Minuten-Intervalle resampelt.

B.4 Aggregierte Daten

Verzeichnisse:

data/19*-2007/stats_*/

Header: Spaltennamen; werden von den R-Skripten zur statistischen Auswertung benötigt.

Seperator: Tabulator

Spalten: Sofern nicht anders angegeben wie Anhang B.3.

Anmerkungen:

Daten können auf Jahres-, Monats-, Tages- und Ereignisebene aggregiert sein und sich auf Erosivität oder Niederschläge beziehen.

Die Art der Daten ist wie folgt im Dateinamen kodiert:

- r_i: R-Faktoren
- prec: Niederschlagsdaten
- yearly: auf Jahre aggregiert
- monthly: auf Monate aggregiert
- daily: auf Tage aggregiert
- events: auf Ereignisse aggregiert

R-Faktoren sind immer in der Einheit $[\text{kJ}/\text{m}^2 \cdot \text{mm}/\text{h}]$, Niederschlagsdaten immer in $[\text{mm}]$.

Auf Jahre aggregierte Daten

Beispiel:

```
year  r_i
1972  677.0
1973  515.9
1974  719.4
1975  479.5
[...]
```

Auf Monate aggregierte Daten

Beispiel:

```

year  Jan   Feb   Mar   Apr   Mai   Jun   Jul   Aug   Sep   Oct   Nov   Dec
1972  33.6  27.1  44.1  83.1 121.8  86.6 104.8 107.5  83.6  23.5  66.3  27.6
1973  40.3  57.5  22.8 107.8  75.0  35.7  69.9  61.5  31.4  64.2  70.5 101.8
1974  91.0  63.9  74.9  16.9  55.1 122.3  99.7  63.5 114.0 130.7 117.2 182.4
1975  86.5  31.0  74.1  81.7  19.7  74.5  60.4  35.8  93.8  23.4  90.2  37.7
[...]
```

Spalten:

jeweilige Monatssumme.

Auf Tage aggregierte Daten

Beispiel:

```

year    doy  r_i
1972-01-04  4  0.8
1972-01-05  5  1.4
1972-01-08  8  0.5
1972-01-10 10  0.1
[...]
```

Spalten:

doy: Tag des Jahres (day of year)

Auf Ereignisse aggregierte Daten

Beispiel:

```

startdate  eventno  r_i
1972-01-04 12:05:00  1  0.7
1972-01-04 18:10:00  2  0.2
1972-01-05 00:15:00  3  1.4
1972-01-08 07:35:00  4  0.0
[...]
```

B Datenformate

C Software

C.1 Voraussetzungen

Betriebssystem

Die Vorliegende Arbeit wurde unter GNU/Linux (Ubuntu 9.04) erstellt. Es wurde Wert darauf gelegt, dass alle verwendete Software frei verfügbar und unabhängig vom verwendeten Betriebssystem lauffähig ist.

Die verwendete Fremdsoftware sowie die eigens erstellten Skripte sind auf jedem UNIX-Betriebssystem (z.B. auch Mac OS X) lauffähig. Unter Windows ist die Installation von `cygwin` (<http://www.cygwin.com/>) erforderlich, welches eine UNIX-Shell inklusive der gängigen UNIX-Tools für die Ausführung der Skripte zur Verfügung stellt.

Perl

Die Skripte zur Datenaufbereitung sind in der Programmiersprache `Perl` (PERL FOUNDATION 2009) der Version 5.10.0 erstellt. `Perl` gehört zum Standardumfang der Betriebssysteme GNU/Linux und Mac OS X und ist für alle gebräuchlichen Betriebssysteme frei verfügbar. Unter Windows kann `Perl` als optionales Paket unter `cygwin` (s.o.) nachinstalliert werden.

Verwendete Bibliotheken:

`Nero::Date` (siehe C.2)

C Software

R

Die Auswertung der Daten erfolgte durch die Statistiksoftware R (R DEVELOPMENT CORE TEAM 2009) in der Version 2.9.1. R ist für alle gebräuchlichen Betriebssysteme frei verfügbar.

Verwendete Bibliotheken:

Es werden folgende zusätzliche Standard-Libraries benötigt, die über R nachinstalliert werden können:

```
boot
chron
ismev
Kendall
RColorBrewer
```

Darüberhinaus werden die eigens erstellten Bibliotheken `util.r` und `plot.r` benötigt (siehe C.2).

C.2 Funktionsbibliotheken

Zur Aufbereitung und Auswertung der Daten wurden eigene Funktionsbibliotheken erstellt. Eine ausführliche Dokumentation erfolgt im Quelltext der Bibliotheken.

Perl

Nero::Date

Funktionen zur Datums- und Zeitarithmetik.

Verzeichnis: `software/lib/perl/Nero-Date-0.01/`

Da bestehende Perl-Datums-Libraries (bspw. `Date::Calc`) Probleme mit Daten vor 1970 sowie Zeiträumen > 68 Jahre ($2^{32}/2$ sec) haben, wurde eine eigene Perl-Library `Nero::Date` ohne diese Limitationen programmiert, die die wesentlichen Grundfunktionen der Datumsarithmetik und darüberhinaus weitere Funktionalitäten für das Resampeln (bspw. `get_sampling_point()`) bereit stellt.

Zur Installation der Bibliothek siehe `software/lib/perl/Nero-Date-0.01/README`.

R

Verzeichnis: `software/lib/R/`

util.r

Definition von Konstanten.

Funktionen zum Einlesen und Transformieren der Daten, für statistische Analysen sowie allgemeine Hilfsfunktionen.

plot.r

Funktionen zum plotten der Analysen.

C.3 Skripte zur Datenaufbereitung

Vorbereitung der Rohdaten

Verzeichnis: `software/bin/`

`remove_gaps.sh`: Entfernen der Lücken-Platzhalter (RWLuecke)

`fill_gaps.pl`: Automatisierte Lückenfüllung

Berechnung der Zeitreihen

Verzeichnis: `software/bin/`

Die Berechnung der Zeitreihen erfolgt stufenweise über eine Reihe von Perl-Skripten. Das Wrapper-Programm `lanuv_to_timeseries.sh` führt diese Einzelskripte automatisch in der richtigen Reihenfolge aus.

Erläuterung zu den einzelnen Skripten:

`prepare.pl`: Entfernen des Headers, Konversion des Datums in das ISO-Format (YYYY-MM-DD hh:mm:ss);

`diff.pl`: Berechnen der Zeitdifferenz zwischen zwei Zeitschritten;

`prec.pl`: Berechnen des Niederschlagsvolumens aus Intensität und Zeitdifferenz;

C Software

`resample.pl`: Resampeln der Daten auf äquidistante Intervalle;
`events.pl`: Einteilung der Daten in Ereignisse nach DIN 19708;
`intensity.pl`: Berechnung der resampelten Niederschlagsintensitäten aus Volumen und Zeitintervall;
`imax30.pl`: Berechnung der ereignisbezogenen maximalen 30-Minuten-Intensität, als Eingangsparameter für die Berechnung der Erosivitäten;
`precsum.pl`: Berechnung des ereignisbezogenen Niederschlagsvolumens;
`erosivity.pl`: Berechnung der Erosivität R_i pro Zeitschritt nach DIN 19708;

Für weitere optionale Bearbeitungsschritte:

`months.iso.pl`: Ausschliessen der Wintermonate (Apr.–Nov.);
`thresholds.r`: Berechnen der Schwellenwerte für extreme Ereignisse;
`exclude_extremes.pl`: Ausschliessen von Extremereignissen;
`exclude_extremes.sh`: Wrapper für `exclude_extremes.pl`

Aggregation

Aggregation der Zeitreihen auf unterschiedliche Zeitabschnitte.

Verzeichnis: `software/bin/`

`stats_yearly.pl`: Aggregation auf Jahre;
`stats_monthly.pl`: Aggregation auf Monate;
`stats_daily.pl`: Aggregation auf Tage;
`stats_events.pl`: Aggregation auf Ereignisse;
`stats.sh`: Wrapper-Programm zur gleichzeitigen Durchführung aller Aggregationen;

C.4 Skripte zur Datenauswertung

Die eigentliche statistische Auswertung der Daten erfolgt in R. Die Ausführung der R-Skripte hat vom Basisverzeichnis der DVD aus zu erfolgen. Zum Ausführen der Skripte im Batch-Mode wird das Wrapper-Programm `rrun.sh` aufgerufen. Eine ausführliche Dokumentation erfolgt im Quellcode der Skripte.

Verzeichnis: software/R/

35y.regressions.r: Regressionen für die 53 35-jährigen Stationen
amo_effect.r: Einfluss der Atlantic Multidecadal Oscillation (AMO)
autokor.r: Autokorrelationsanalyse
block.regression.r: Einfluss des Untersuchungszeitraums
bootstrap.r: Konfidenzintervalle / Bootstrapping-Verfahren
dwd_stations.r: Vergleich mit DWD-Stationen
event_classes_relative.r: Ereignisgrößenklassen
event_freq.r: Häufigkeit erosiver Ereignisse, mittlere Ereigniserosität
event_hist.r: Histogramme für Ereignisgrößen
jackknife.r: Einfluss einzelner Jahre / Jackknife-Verfahren
linear_trends.r: Lineare Regressionen (Erosivität)
monthly_trends.r: Monatliche Trends (Erosivität)
monthly.variability.r: Monatsmittelwerte, Monatliche Variabilität
phases.r: Abschnitte niedriger und hoher Erosivität
rn_n.r: Scatterplot Verhältnis Erosivität/Niederschlag
rn_regressions.r: Einfluss des Untersuchungszeitraums auf R/N-Regressionsgleichungen
rn_timeseries.r: Zeitreihen R, N, R/N
seasonal.r: Saisonaler Verlauf, saisonale Veränderung
spatial.precmean.r: Karte der mittleren Niederschläge
spatial.rmean.r: Karte der mittleren Erosivität
spatial.trends.mk.prec.r: Karte der Mann-Kendall Koeffizienten für Niederschlag
spatial.trends.mk.r_i.r: Karte der Mann-Kendall Koeffizienten für Erosivität
spatial.trends.prec.r: Karte der linearen Trends Niederschlag
spatial.trends.r_i.r: Karte der linearen Trends Erosivität
timeseries.r: Zeitreihen (Erosivität), Moving Average, LOESS
yearly_variability.r: Jährliche Variabilität