

Sonderabdruck aus

## Archiv für Meteorologie, Geophysik und Bioklimatologie

Serie A: Meteorologie und Geophysik, Band 15, Heft 2, 1966

Herausgegeben von

Doz. Dr. W. Mörikofer, Davos, und Prof. Dr. F. Steinhauser, Wien  
Springer-Verlag / Wien · New York

---

551.590.22 : 551.57736.

(Institut für Meteorologie und Geophysik der Freien Universität Berlin)

### Zusammenhang zwischen Niederschlag und Mondphase in Deutschland

Von

Walter Fett

Mit 10 Textabbildungen

(Eingegangen am 2. August 1965)

**Zusammenfassung.** Es wird der Zusammenhang zwischen der Mondphase und dem Ereignis eines Niederschlages  $\geq 10,0$  mm pro Tag und Station für Norddeutschland dargestellt. Der Zusammenhang ist auch bei Berücksichtigung der wetterbedingten örtlichen und zeitlichen Autokorrelation überzufällig. Morphologisch ordnet sich das gewonnene Bild in Ergebnisse aus anderen Erdteilen ein und deutet weltweite Zusammenhänge an, die kurz diskutiert werden.

**Summary.** The relation between the lunar phase and the occurrence of precipitation  $\geq 10,0$  mm per day per station in northern Germany is presented. The revealed connection is also significant if local and temporal auto-correlations caused by the nature of atmospheric processes are accounted for. Morphologically, the derived picture is well matching the results in other parts of the world. This suggests world-wide relationships, which are briefly discussed.

**Résumé.** On montre ici la relation entre les phases de la lune et les chutes de pluie dépassant 10,0 mm par jour et pour station dans la région du nord de l'Allemagne. Ce rapport se situe au-dessus de la répartition normale, même si l'on tient compte des auto-corrélations dans le temps et dans l'espace, répercussions dues aux conditions météorologiques. L'image ainsi obtenue s'apparente morphologiquement à des phénomènes observés ailleurs et laisse entrevoir des relations à l'échelle mondiale. Ces relations sont en outre brièvement discutées.

## 1. Einleitung

Nachdem sich die Meteorologie vor hundert bis fünfzig Jahren schon einmal sehr intensiv mit der Frage des Mondeinflusses auf das Wetter befaßt hat, ist neuerdings wiederum das Interesse an dem Zusammenhang zwischen Mond und Atmosphäre wach geworden. Aus der Situation der meteorologischen Wissenschaft um die Jahrhundertwende heraus war es verständlich und auch zeitgemäß, alle erfaßbaren Naturereignisse auf ihren möglichen Zusammenhang hin zu testen. Hinsichtlich eines Einflusses des Mondes auf das Wetter führten alle diese Untersuchungen, wie wir diese heute beurteilen müssen, zu keiner hinreichend deutlichen Beziehung. Da sich in der weiteren Entwicklung der Meteorologie nicht nur Material und statistisches Erfahrungsgut, sondern auch — zunächst — ernüchternde Einsichten über die enttäuschenden Effekte von weit mehr versprechenden Naturereignissen (Wellen, Sonnenflecken, Perioden) ansammelten und so schließlich zu einer nüchternen Einschätzung statistischer Prüfkriterien gegenüber reiner Suggestivkraft graphischer Gegenüberstellungen führten, so war letztlich die offenbare Einflußlosigkeit des Mondes ein geradezu notwendiges und nach außen hin mit Überzeugung vertretenes Faktum. Daraus versteht sich nun auch die mehr als lediglich fruchtbare Unruhe und Unsicherheit, die den seit einigen Jahren wieder auftretenden neuen Ergebnissen auf diesem Gebiet entgegengebracht wird, zumal die Herausforderung nicht von Laien, sondern aus der eigenen Disziplin an uns herangetragen wird. Und erst die heute so rührigen und stets erst einmal zu großen Hoffnungen anreizenden Publikationsorgane (über)fördern uns ungewollt zur Stellungnahme, von der wir ahnen, daß sie zwar völlig unangemessen, doch psychologisch leider verständlich das Ansehen der Meteorologie in der Öffentlichkeit mitbestimmt, weit mehr jedenfalls als Fakten, die wir gern als wertbildend anerkannt sehen möchten.

Bei den neuerlichen Ergebnissen, die mit Hinweisen auf Meteoritenschauer und Mondstellung einerseits, weltweite Niederschlagsmaxima, Sublimationskernkonzentration und Cirrenaufreten andererseits begannen und inzwischen komplexe Wetterereignisse wie das Auftreten von Tornados behandeln, geht es nicht nur um den mehr grundsätzlichen Nachweis des Wirkens selbst schwächster Kräfte, dessen Bestätigung unser Bedürfnis nach Determinismus stillt und lediglich eine einmal zu erwartende Folge einwandfreier Materialvermehrung ist. Schließlich hat seinerzeit auch der sichere Nachweis der Mondtide im Luftdruck von einigen Hundertstel Millibar nicht beunruhigt, sondern wurde als schönes Beispiel statistischer Nachweisführung und als wohlempfunden angemessener Beleg für den an sich zu fordernden Zusammenhang Mond/Atmosphäre wie auch für die gewünschte Geringfügigkeit dieses Zusammenhangs gewertet, aus der die Belanglosigkeit der Beziehung Mond/Wetter zu erhoffen erlaubt schien.

Über dieses zugestandene Maß an Einfluß scheinen die neueren Ergebnisse jedoch insofern hinauszugehen, als die Wirkung nicht nur an den — das Wetter direkt prägenden — Elementen, wie das Auftreten von

starken Regenfällen oder Tornados zu zeigen versucht wird, sondern daß bei der mondphasenabhängigen Häufigkeitsverteilung dieser Elemente von systematischen Mittelwertsabweichungen die Rede ist, welche immerhin von der Größenordnung bis zu einigen Zehnteln der mittleren Erwartung sind. Als gesichert kann bislang wohl erst der Zusammenhang überhaupt [1], eine gewisse einheitliche Phasenlage, und eine synoptisch unabhängige weltweite Kalenderbindung [2] angesehen werden, und zwar erst für einige Gebiete der Erde. Als relativ stärkster meteorologischer Indikator erwies sich zunächst der Regentag mit sehr großer Regenspende. In einer umfassenden Literaturbetrachtung hat zuletzt DRONIA [3] den momentanen Stand dieses Problems dargestellt.

Gleich wie man nun zu diesen Dingen Stellung beziehen mag, so wird es doch allgemein eines der ersten Bedürfnisse sein, zunächst wissen zu wollen, ob im — sachlich wie geographisch — eigenen Bereich nachweislich sicher vom Tatbestand eines Mondeinflusses ausgegangen werden darf bzw. muß.

Aufgabe dieser Arbeit soll es sein, einen zeitlich und räumlich repräsentativen Nachweis über den grundsätzlichen Zusammenhang zwischen Mondphase und Niederschlag in Deutschland in der Weise zu führen, daß die sich ergebende Irrtumswahrscheinlichkeit dem Leser persönlich den Schluß auf die den Ergebnissen innewohnende Sicherheit erlaubt. Die Anlage der Arbeit entspricht nicht dem Zwecke einer größtmöglichen Ausdeutung etwa meteorologisch-klimatologischer oder gar praktischer Art, sondern sie dient lediglich dem Streben nach größtmöglicher Aussage-sicherheit. Deshalb sei es auch erlaubt, den damit zusammenhängenden Teil der Arbeit in Ausführlichkeit zu bringen und ihm den meisten Platz einzuräumen. Allein mit Rücksicht auf die exakte Anwendung statistischer Prüfkriterien wird von einer reinen Fallunterscheidung ausgegangen. Das betrachtete Ereignis ist der Fall einer Niederschlagsmenge von mindestens 10,0 mm innerhalb 24 Stunden von 07 bis 07 Uhr MEZ an jeweils einer Station. Die gefundenen rein qualitativen Ergebnisse gelten dann auch nur für dieses rein qualitative Ereignis. Der statistischen Nachweisführung schließt sich lediglich ein etwa quantitativer Vergleich mit den aus anderen Erdteilen vorliegenden Ergebnissen ähnlicher Art an. Das Ergebnis mag dann dazu dienen, grundsätzliche Hemmnisse zu beseitigen oder Weichen zu stellen, aber nicht dazu, um direkt physikalische bzw. gar praktische Folgerungen zu ziehen. Zu solch qualitativen bzw. quantitativen Interpretationen bedarf es weiterer Indikationen.

## 2. Problemstellung

Voruntersuchungen haben gezeigt, daß die Verwendung nur einer einzigen Stationsmeßreihe für die Beweissicherung ungenügend ist. Aus der Vielzahl wohl meist ähnlicher, aber stets ungesicherter Ergebnisse aus den bisher für Mitteleuropa vorliegenden einschlägigen Untersuchungen [3] läßt sich doch nicht das entscheidende Ergebnis gesichert folgern, sondern nur die Berechtigung zu einer umfassenderen, allein auf Sicherheit ausgehenden Untersuchung ableiten. Vor der Suggestivkraft bildlicher Darstellungen und Ähnlichkeiten muß eindringlich gewarnt werden.

Beispielsweise wurden die monatlichen Maximalregenfälle einer 63jährigen Berliner Beobachtungsreihe dem jeweiligen synodischen Montag zugeordnet und dadurch eine Häufigkeitsverteilung in Abhängigkeit von der Mondphase gewonnen. Um eine ungefähre Vergleichbarkeit mit etwa

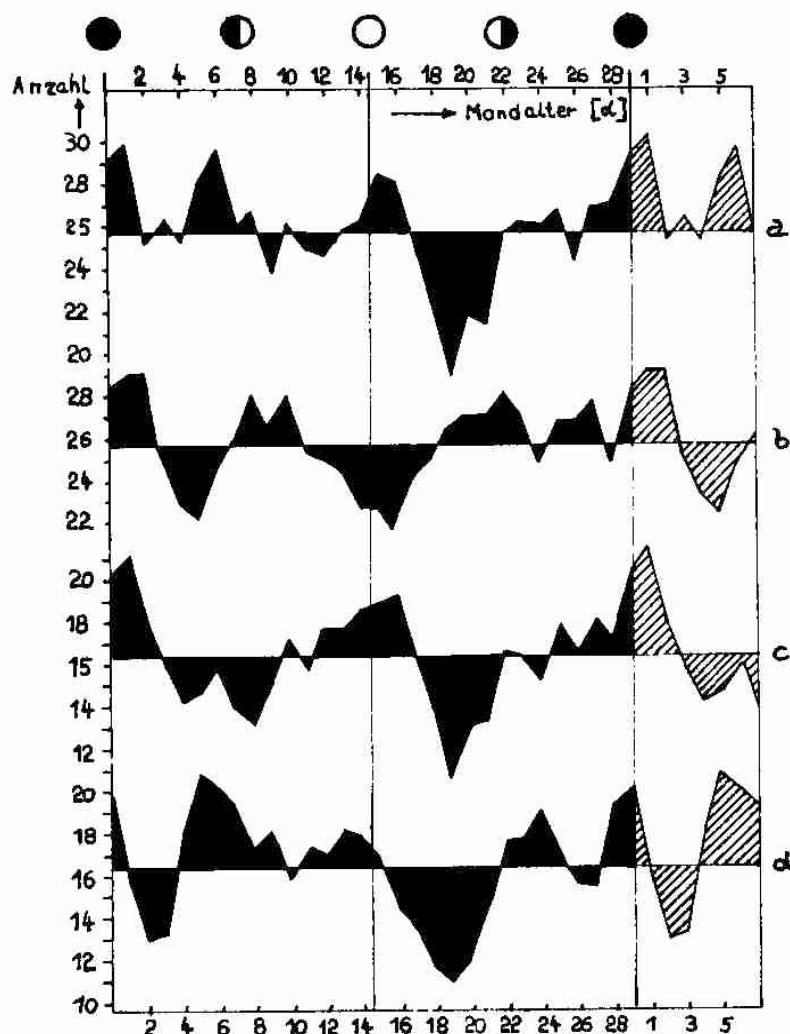


Abb. 1. Beobachtete und manipulierte Häufigkeitsverteilungen über die Länge etwa eines synodischen Mondumlaufs (29 Tage)

1 a) Verteilung der monatlichen Maximalniederschlagsfälle einer 63jährigen Berliner Beobachtungsreihe über den synodischen Mondmonat, gleitend gemittelt über drei Tage

1 b) Entsprechend gewonnene Verteilung gleichen Umfangs aus Zufallszahlen 0–28

1 c) wie Abb. 1 a, nur Beschränkung auf Niederschlagsfälle  $\geq 10,0$  mm

1 d) Die — in gleicher Weise wie in 1 a bis c — geglättete Darstellung einer zufälligen Permutation der der Abb. 1 c zugrunde liegenden ungeglätteten 29 Häufigkeitswerte

analogen Untersuchungen aus Neuseeland [4] und den USA [5] zu erhalten, wurde die Verteilung über drei Tage übergreifend gemittelt. Das Resultat ist in Abb. 1 a wiedergegeben. Stellt man diesem aus 756 Werten gewonnenen Bild die in gleicher Weise geglättete Häufigkeitsverteilung (Abb. 1 b) der durch ein Roulettespiel zufällig ermittelten 756 Fälle der Zahlen 0 bis 28 gegenüber, so wird man zugeben müssen, daß die durch den Zufall produzierte Verteilung kaum weniger Amplitude und Gang aufweist als die



mondphasengeordnete Niederschlagsverteilung. Beschränkt man sich auf die starken Niederschläge, beispielsweise auf monatliche Maximalniederschläge mit mindestens 10,0 mm Regenmenge, so ergibt sich die Verteilung Abb. 1 c. Schüttelt man die dieser Verteilung zugrunde liegende unglättete Häufigkeitsverteilung, d. h. permutiert man sie in zufälliger Weise, und glättet sie durch übergreifende Mittelbildung wie die anderen dargestellten Verteilungen, so ergibt sich schon unter drei zufälligen Permutationen eine (Abb. 1 d), welche nicht nur einen recht ähnlichen, sondern sogar auch einen zügigeren Verlauf aufweist als die durch die Mondphase geordnete Verteilung 1 c. Diese Gegenüberstellung macht deutlich, inwiefern ein gern als Gang gedeuteter Verlauf lediglich die Folge einer Glättung zu sein braucht. Ähnliches zur Erziehung des Kritikvermögens ist bereits von BARTELS [6] demonstriert worden. Wir schließen aus all dem, daß wir uns in unserem Bestreben um einen sicheren Nachweis des Mondeinflusses zum einen um ein weitaus größeres Ausgangsmaterial und zum anderen um objektive statistische Prüfkriterien bemühen müssen.

Die Lösung des Problems stellt sich in folgenden Aufgabenschritten: Mit angemessenem Aufwand ist das zugängliche Beobachtungsmaterial optimal in mondphasensynchronisierte Aussagen zu überführen. Diese Aussagen sind den gegebenen statistischen Prüfkriterien zugänglich zu machen. Mittels dieser Kriterien sind dann die zielgerichteten Hypothesen zu prüfen und die Ergebnisse substanzgemäß in eine Antwort zu fassen. Der erste Schritt ist ein arbeitstechnisches Problem, die übrigen Schritte sind ein Problem der theoretischen Statistik.

Da eine Materialvermehrung durch Verwendung einer längeren Beobachtungsreihe kaum sehr bedeutend ist, muß man sie durch die Verwendung vieler Stationsreihen betreiben. Wegen der Großräumigkeit der Wettererscheinungen bestehen zwischen den Beobachtungen der Stationen jedoch weitgehende Ähnlichkeiten. Eine Anzahlverdoppelung der verwendeten Stationen in einem begrenzten Gebiet bedeutet nicht auch den Gewinn einer gleichen Anzahl neuer Niederschlagsereignisse. Eine echte Materialvermehrung ist zum Teil nur vorgetäuscht. Ähnliches gilt schon für die Beurteilung der effektiven Wertezahl innerhalb einer einzelnen Beobachtungsfolge. Infolge der Erhaltungsneigung ist ein Regenfall zum Teil schon durch die vorhergehenden Fälle bestimmt und stellt daher keinen ganz neuen Fall dar. Die Prüfverfahren setzen im allgemeinen jedoch die Unabhängigkeit der Fälle untereinander voraus. Sollen daher die Aussagen der auf unser Problem anzuwendenden Kriterien beweiskräftig sein, müssen die Beobachtungsdaten zuvor auf die Anzahl der wirklich unabhängigen Fälle reduziert werden.

### 3. Erfassung und Darstellung der Beziehung Niederschlagsfall/Mondphase

Um mit dem geringsten Aufwand eine größtmögliche Anzahl von Fällen zu erfassen, werden der Ermittlung die deutschen Jahrbücher der Niederschlagsbeobachtungen zugrunde gelegt, in welchen auch die täglichen

Niederschlagsmengen von wenigstens rund 300 Stationen mitgeteilt wurden. Aus geschichtlichen und organisatorischen Gründen variieren Umfang und Dichte des Meßnetzes mit der Zeit leider erheblich. Es werden

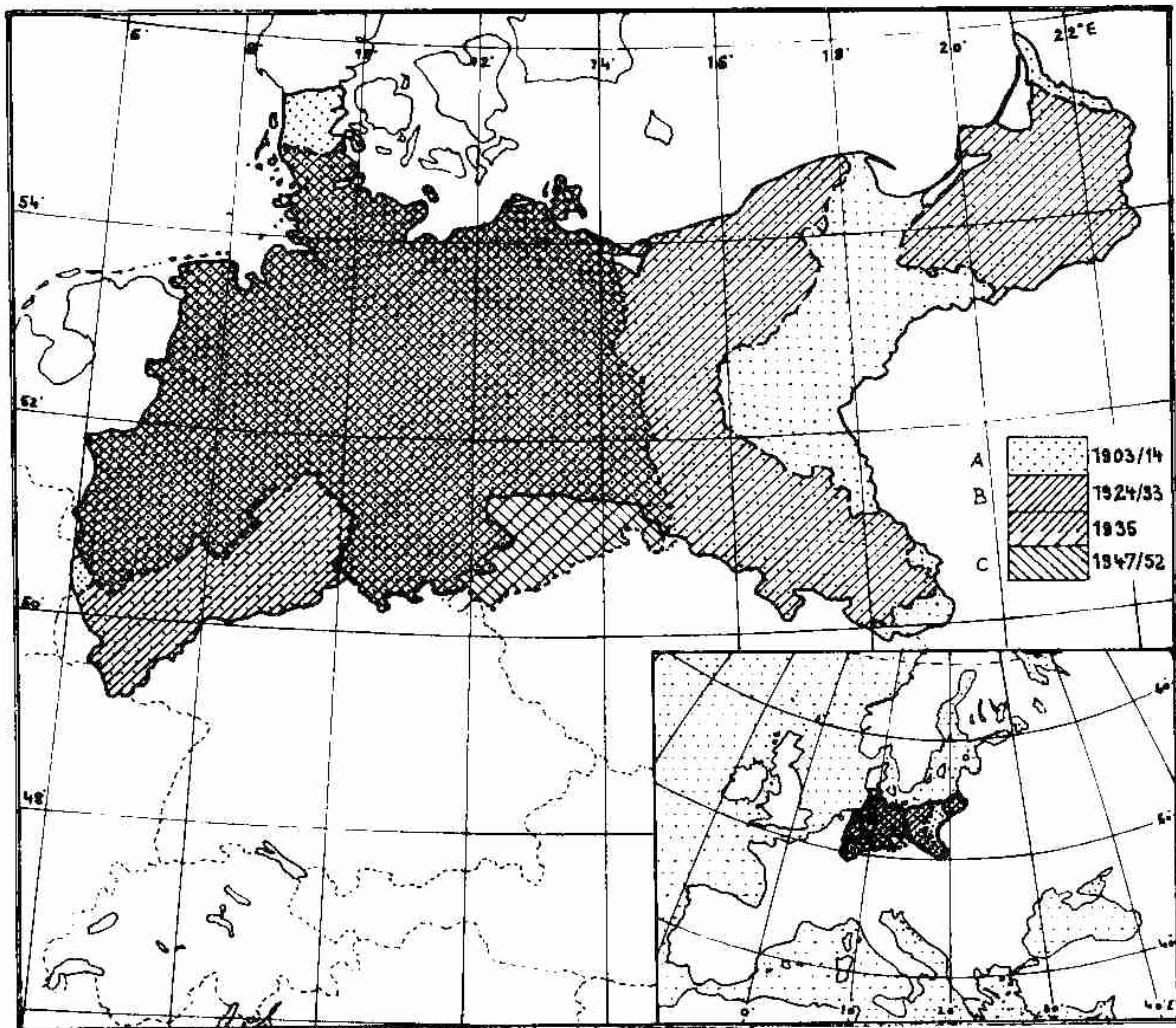


Abb. 2. Ausbreitung der für die verschiedenen Epochen verwendeten Niederschlagsstationsnetze

daher nur drei Epochen mit jeweils etwa homogener Netzdichte und -größe behandelt, deren Ausdehnungsbereich in Abb. 2 wiedergegeben ist:

Epoche A: 1903—1914 mit  $395 \pm 15$  Stationen auf  $397.500 \text{ km}^2$  [7]

Epoche B: 1924—1933 mit  $284 \pm 20$  Stationen auf  $341.300 \text{ km}^2$  [7]

Epoche C: 1947—1952 mit  $736 \pm 35$  Stationen auf  $205.500 \text{ km}^2$  [8, 9]

Aus der Stationskolonne eines jeden Tages dieser Jahre wurde in einfacher Weise — mit Hilfe eines Tastzählwerkes — die Anzahl der Stationen mit  $\geq 10,0 \text{ mm}$  Niederschlag bestimmt. Auf diese Weise wurden aus rund 4,4 Millionen Stationstagen etwa 210.000 Niederschlagsfälle gewonnen, die als Ausgangsmaterial dienten. Die Wahl des Schwellwertes war nicht zuletzt auch dadurch bestimmt, daß er eine sichere Auszählung der Fälle erleichterte, weil das Augenmerk lediglich auf das Kennzeichen einer dreiziffrigen Zahl gerichtet zu werden brauchte.

Im weiteren wurden die täglichen Ereigniszahlen der für 12 Uhr GMT des jeweiligen Tages geltenden Prozentklasse der Mondphase  $\lambda$  [10] zugeordnet und zu einer Häufigkeitsverteilung über die 100 Mondphasenklassen zusammengefaßt. Klasse 00 entspricht Neumond, Klasse 50 also Vollmond. Da die relative Häufigkeit  $h_{k_i}$  des Auftretts der verschiedenen Mondklassen selbst innerhalb einer Periode von 12 Jahren noch merklich um den Erwartungswert  $W_k = 0,01$  streut, ist auch die Grundwahrscheinlichkeit für das Ereignis eines Regenfalles von Klasse zu Klasse a priori etwas verschieden. Es muß daher die Ereignishäufigkeit in jeder  $i$ -Klasse zunächst mit dem Faktor  $W_k/h_{k_i}$  auf gleiche Eintrittswahrscheinlichkeit der Klasse reduziert werden. Ferner muß die Klassenskala noch um den additiven Betrag von 2,54% korrigiert werden, da die 24stündige Sammlung von 07 bis 07 Uhr MEZ im Mittel einem Niederschlagszeitpunkt von 18 Uhr GMT vom Vortage zuzuordnen ist, welcher jedoch mit dem Zeitpunkt 12 Uhr GMT des Sammeltages synchronisiert wurde. Die systematische Differenz von 18 Stunden entspricht 2,54% eines Mondumlaufes.

#### 4. Reduktion der Ereignisfälle auf Freiheitsgrade

Das Material setzt sich aus über 210.000 Beobachtungsfällen zusammen. Der Zahl der Beobachtungen liegt jedoch eine weit geringere Zahl von unabhängigen Ereignissen zugrunde, die lediglich jeweils von mehreren Stationen gleichzeitig (Flächenkorrelation) und möglicherweise auch mehrere Tage nacheinander (Zeitkorrelation) beobachtet wurden. Betrachten wir zunächst die — überaus wirksamere — Flächenkorrelation.

##### 4.1. Reduktion wegen Flächenkorrelation

Wie der Verfasser an anderer Stelle näher ausführt [11], läßt sich die Zahl zufälliger Ereignisse aus der Verteilungsfunktion der täglichen Ereigniszahlen schätzen. Bezeichnet  $x_i$  die Zahl der Ereignisse (hier Anzahl der Stationen mit einem Niederschlag  $\geq 10,0$  mm) am  $i$ -ten Tag der betrachteten Epoche,  $s^2(x)$  die mittlere quadratische Abweichung der  $x_i$  aller  $n_d$  Tage dieser Epoche,  $n_s$  die Anzahl der betrachteten Stationen,  $p = \sum x_i/n_s \cdot n_d$  die Auftrettswahrscheinlichkeit des Ereignisses und  $\sigma^2 = n_s \cdot p(1-p)$  die Varianz einer durch Auftrettswahrscheinlichkeit  $p$  und Ziehungsumfang  $n_s$  gegebenen binomischen Verteilung, dann stellt die Größe  $e(n_s, p) = s^2/\sigma^2$  eine Schätzung der mittleren Anzahl Stationen dar, die effektiv dasselbe Ereignis identisch anzeigen. Die Größe  $n_s/e$  gibt eine Schätzung der effektiven Anzahl zufälliger Ereignisse messender Stationen an, von denen dann etwa die mittleren reduzierten Ereigniszahlen  $x/e$  ermittelt werden, die in der Endbetrachtung wie Freiheitsgrade verwendet werden dürfen.

Die Größe  $e$  ist als eine Schätzung der wahren mittleren Größe  $\varepsilon$  anzusehen, die sich mit abnehmender Streuung der  $\varepsilon_i$  eben dieser wahren Größe  $\varepsilon$  beliebig nähert. Da die Schätzung bei  $\sigma(\varepsilon) \neq 0$  nur zu groß ausfallen kann, wird mit  $e$  höchstens eine zu niedrige Anzahl effektiv unabhängiger

Fälle, also auch Freiheitsgrade angegeben, womit sich eine damit betriebene statistische Beweissicherung stets auf der sicheren Seite bewegt. Daß die  $\varepsilon_t$  keine Konstanz aufweisen, sondern innerhalb des betrachteten Gebietes und vor allem Zeitraumes variieren werden, ist schon auf Grund der verschiedenartigen Wassertypen, welche zum hier betrachteten Nieder-

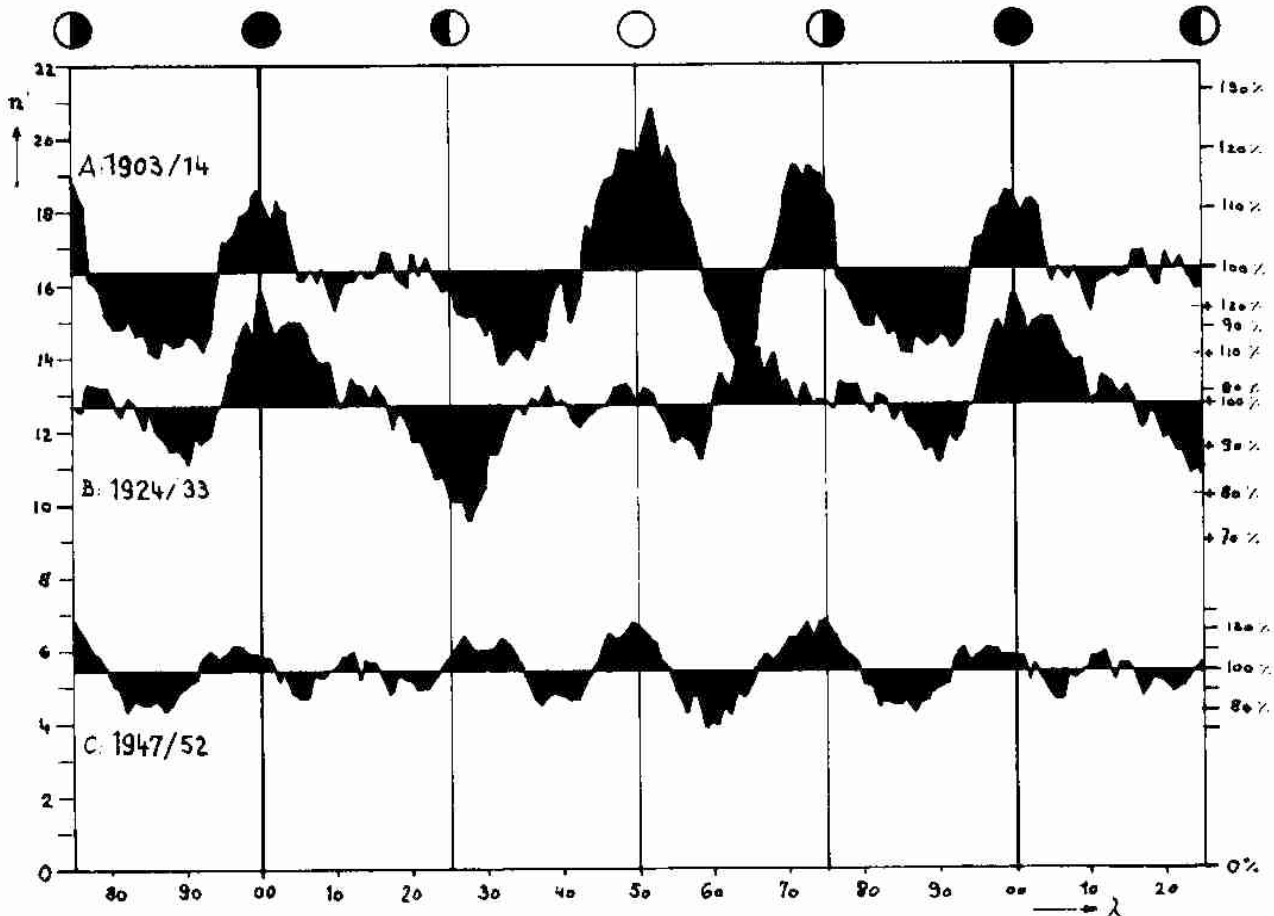


Abb. 3. Die über 10 Prozentklassen des synodischen Mondumlaufs geglätteten Häufigkeitsverteilungen eines Niederschlagstages  $\geq 10,0$  mm in den verschiedenen Epochen. Die Abszisse gibt die reduzierte Anzahl der Fälle pro Prozentklasse des Mondumlaufs an, d. h. nach Reduzierung auf die effektive Anzahl zufälliger Stationen

schlagsereignis führen können, und der verschiedengradigen Überdeckung unseres Gebietes von diesen Ereignissen zu erwarten. Wir engen diese Streuung jedoch ein und verbessern damit die  $\varepsilon$ -Schätzung, wenn wir die  $e$ -Berechnung für jeden Jahresmonat gesondert vornehmen.

So wurde für jede der drei Epochen und für jeden Jahresmonat getrennt, demnach für 36 Zeitbereiche, die Größe  $e$  und daraus mit  $n'_s = n_s/e(n_s)$  die reduzierte Stationszahl berechnet, die sich im Mittel zu lediglich 7,0 Stationen ergab. Die Verwendung hunderter Stationen anstatt einer einzigen hat demnach nur eine Versiebenfachung an statistischer Information erbracht. Die Zahl der Fälle schrumpft dabei von über

210.000 Beobachtungen auf  $\sum_{m=1}^{36} \sum_{d=1}^{n_s} [x_{d,m}/e_m(n_s)] = 3459$  vergleichbare



Fälle *ohne* Flächenkorrelation, d. h. auf etwa 1,6% der ursprünglichen Anzahl zusammen. Im Ausmaß dieser Reduktion kommt die Großräumigkeit des Niederschlagsereignisses zum Ausdruck.

Auch eine Wertung der sich auf die USA [5] und Neuseeland [4] beziehenden Verteilungen muß diese Reduktion berücksichtigen. Ein  $\chi^2$ -Test in der Weise, wie er beispielsweise von SCHMIDT [12] erläutert wurde, stellt die Ergebnissicherheit zu günstig dar.

Jede der 36 Häufigkeitsverteilungen wurde mit dem zugehörigen  $e$ -Wert gemäß  $n' = n/e$  reduziert, die reduzierten Verteilungen epochenweise wieder zusammengefaßt und — analog zu den Untersuchungen für Neuseeland [4] und die USA [5] — über 10 Mondphasenklassen (etwa 3 Tage) gleitend gemittelt. Das in Abb. 3 wiedergegebene Ergebnis weist durchaus erkennbare Ähnlichkeiten zwischen den Verteilungen auf. Ihre mögliche Überzufälligkeit als auch die der Abweichungen von einer Gleichverteilung muß rechnerisch nachgewiesen werden.

#### 4.2. Reduktion wegen Zeitkorrelation

Die Beurteilung der Überzufälligkeit selbst dieser reduzierten Verteilungen würde zu günstig ausfallen, wenn die Zeitkorrelation, die sich in der Reihe aufeinanderfolgender Ereignisse als Erhaltungsneigung auswirkt, unberücksichtigt bliebe. Diese Wahrscheinlichkeitsansteckung beruht nicht auf dem Wirken des Elementes, mit dem das Ereignis synchronisiert wird, hier also der Mondphase, sondern geht auf eine davon unabhängige Eigenschaft des untersuchten Elementes selbst zurück, hier also der Lebensdauer einer Regenwetterlage. Auf derart korrelierte Folgen kann die statistische Theorie geophysikalischer Ereignisfolgen von BARTELS [13] angewendet werden. Darin wird gezeigt, daß die Wiederholungsneigung durch die „äquivalente Anzahl aufeinanderfolgender identischer Ordinaten“  $e(h) = [s(h)/s(l)/\sqrt{h}]^2$  ausgedrückt werden kann, wobei in unserem Falle  $s^2(h)$  die mittlere quadratische Abweichung der über  $h$  aufeinanderfolgenden Tage gemittelten Ereignishäufigkeiten  $\bar{x}_t(h)$  innerhalb des Beobachtungsnetzes ist. Auch in diesem Falle ist  $e \geq \epsilon$  ein Schätzwert für den wahren Wert  $\epsilon$ , welcher bei zeitlich gleichbleibender Erhaltungsneigung mit  $\epsilon$  identisch ist [11]. Die Zahl zufälliger, miteinander unkorrelierter Ereignisse ist also mindestens  $n_x' = n_x/e$ , die Zahl der Ordinaten, hier etwa der Klassen, mindestens  $n_k' = n_k/e$ . Die Anwendung dieser Reduktion wird bei der statistischen Prüfung im nächsten Abschnitt erläutert. Hier geht es zunächst um die Bestimmung der Funktion  $e(h)$ .

Für den vorliegenden Testfall interessiert die durch  $e(h)$  ausgedrückte Erhaltungstendenz im Auftritt des betrachteten Ereignisses (Niederschlagsfall  $\geq 10,0$  mm) innerhalb einer synodischen Mondperiode, d. h. für  $h \leq 29,53$  Tage. Es bedeutet eine wesentliche Vereinfachung der Berechnung, diese für  $h$  auf die ganzzahligen Potenzen von 2, also auf  $h = 2, 4, 8, 16$  und 32 zu beschränken. Zugrunde liegt die  $x_t$ -Folge der täglichen Stationszahl mit Niederschlag  $\geq 10,0$  mm der Epoche A (1903/14). Es

wurden die  $e(h)$  für jeden Jahresmonat getrennt berechnet und die ermittelten zwölf  $e(h)$ -Ergebnisfolgen — gewichtet mit der monatlichen Auftretswahrscheinlichkeit des Ereignisses  $p_m$  — zu der Jahresmittelfolge  $\bar{e}(h) = \left[ \sum_{m=1}^{12} p_m \cdot e_m(h) \right] / \sum_{m=1}^{12} p_m$  zusammengefaßt. Um die Rechnung auch für  $h = 32$  ausführen zu können, wurden zu jedem Monat noch die ein

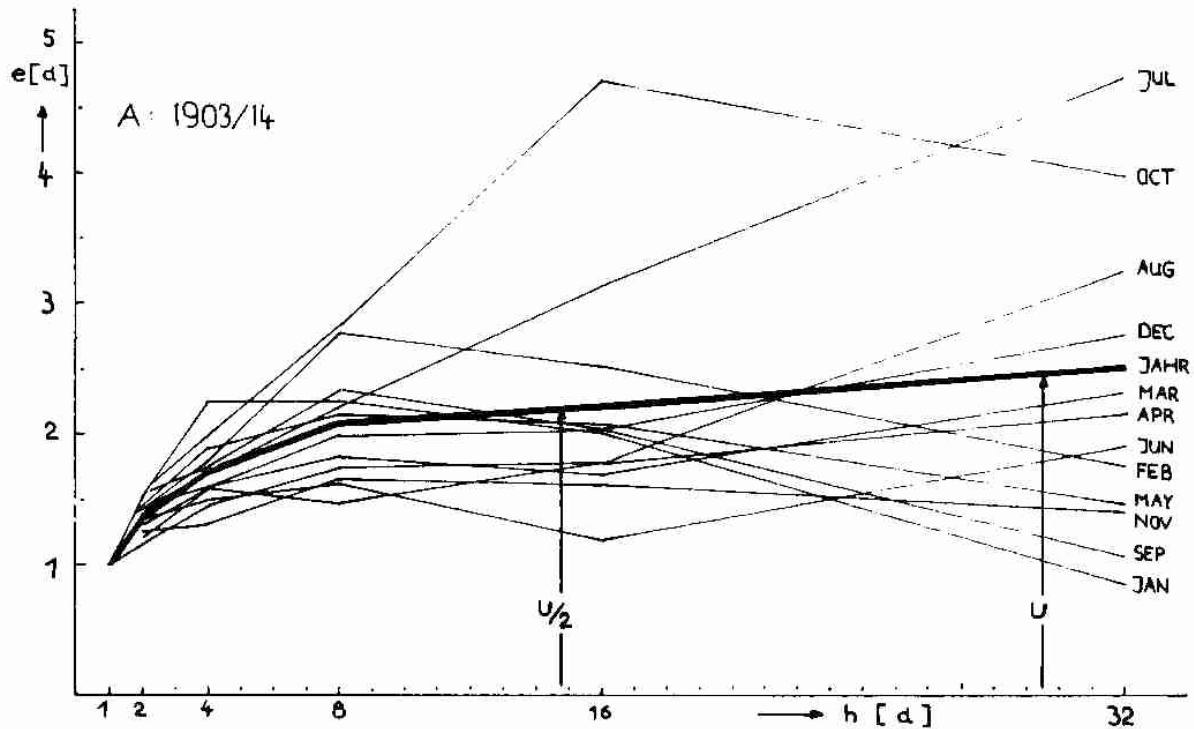


Abb. 4. Die Erhaltungsneigung eines Niederschlagstages  $\geq 10,0$  mm in Norddeutschland 1903/14 innerhalb eines Zeitabschnittes  $h$ , dargestellt durch die „äquivalente Anzahl aufeinanderfolgender identischer Ordinaten“  $e(h)$  nach BARTELS [13]. Jahreswerte = arithmetisches Mittel aus den mit der Ereigniswahrscheinlichkeit  $p$  gewichteten Monatswerten

bzw. zwei ersten Tage des Folgemonats hinzugenommen, was nur eine unwesentliche Überschneidung der Reihen zur Folge hat.

Die Ergebnisse sind in Abb. 4 wiedergegeben. Da anlässlich der statistischen Prüfung eine Ereignissynchronisation mit der ganzen ( $U$ ) als auch mit der halben ( $U/2$ ) Mondperiode vorgenommen werden wird, interessiert die sich innerhalb  $h = U = 29,53$  d bzw.  $h = U/2 = 14,76$  Tagen auswirkende Erhaltungsneigung. Sie geht aus den Ergebnissen interpolatorisch zu  $\bar{e}(U) = 2,46$  d bzw.  $\bar{e}(U/2) = 2,19$  d hervor. Die  $k$ -gliedrige Ereignisfolge ist statistisch demnach etwa einer Folge äquivalent, in der jeweils 2,46 bzw. 2,19 aufeinanderfolgende Tage die gleiche Ereignishäufigkeit haben, diese  $k/2,46$  bzw.  $k/2,19$  Gruppen jedoch nunmehr keine Autokorrelation mehr besitzen und wie voneinander unabhängige Ordinaten betrachtet und geprüft werden dürfen. Es wird angenommen, daß die aus den Beobachtungen der Epoche  $A$  abgeleiteten Erhaltungsneigungswerte in hinreichendem Maße auch für die anderen beiden Epochen gelten.

### 5. Statistische Prüfung der reduzierten Verteilungen

Es sollen drei Hypothesen geprüft werden, und zwar 1. über die Ähnlichkeit der mondphasenabhängigen Verteilungen der Niederschlagshäufigkeit zweier Zeitepochen, 2. über die mondphasenbedingte Erhaltungsneigung in der Häufigkeitsverteilung und 3. über die Abweichung dieser Verteilung von einer zufallsbedingten Verteilung.

#### 5.1. Erste Hypothese

Der Korrelationskoeffizient  $r$  zwischen den mondphasengeordneten Häufigkeitsverteilungen  $n'(\lambda)$  aus zwei Zeitepochen ver­trägt sich mit der Annahme  $\rho = 0$

Zugrunde zu legen sind die reduzierten, also von Flächenkorrelation befreiten, ungeglätteten Häufigkeitsverteilungen, die — in geglätteter

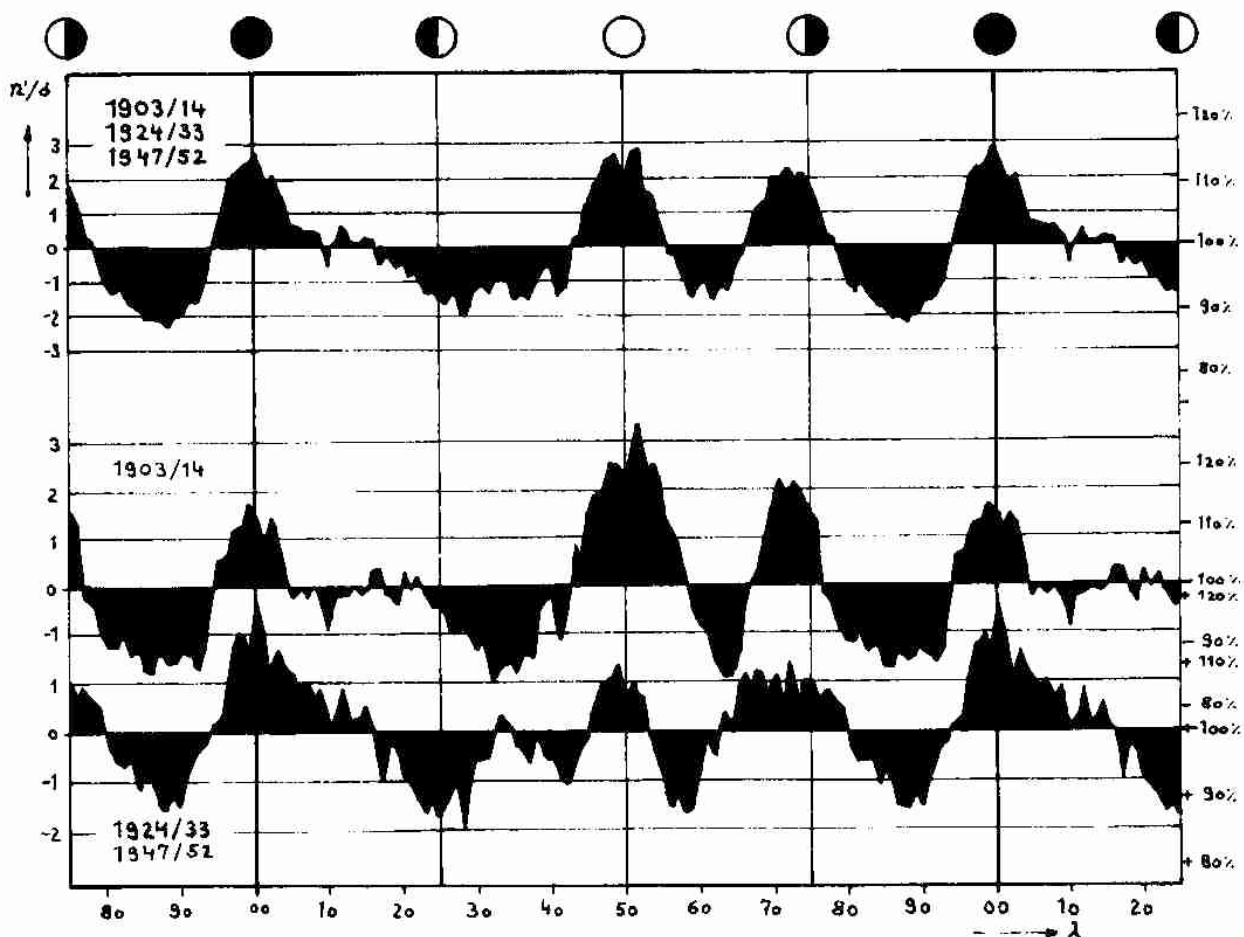


Abb. 5. Die über 10 Prozentklassen des synodischen Mondumlaufs geglätteten Häufigkeitsverteilungen eines Niederschlagstages  $\geq 10,0$  mm. Gegenüberstellung und Zusammenfassung der Verteilungen aus den einzelnen Epochen, dargestellt in Einheiten der Zufallsstreuung aller Häufigkeiten

Form — in Abb. 3 wiedergegeben sind. Die Verwendung gerade der reduzierten Werte liegt bei Prüfung dieser Hypothese nicht in der Bedeutung einer Elimination der Flächenkorrelation, weil es bei der Prüfung des Korrelationskoeffizienten nicht auf die absoluten Häufigkeitswerte an-

kommt. Sie liegt vielmehr in der dadurch bewerkstelligten jahreszeitlichen und netzgrößenabhängigen Wichtung der Ereigniszahlen innerhalb einer Epoche, d. h. die Verteilungen wären auch unreduziert vergleichbar gewesen, wenn jede Verteilung etwa lediglich einen Jahresmonat und einen konstanten Stationsumfang repräsentieren würde.

Es soll die Ähnlichkeit der Verteilungen aus der Epoche *A* (1903/1914) und der aus den Epochen *B* (1924/1933) und *C* (1947/1952) zusammengelegten Verteilung getestet werden (s. auch Abb. 5 unten). Die mittlere Klassenbelegung ist in beiden Verteilungen etwa gleich groß. Zwecks Vergrößerung der Fallzahl pro Klasse werden jeweils zwei benachbarte Prozentklassen einer Mondperiode zusammengefaßt, wodurch wir 50 Häufigkeitspaare erhalten. Der Korrelationskoeffizient berechnet sich zu  $r = 0,443$ .

Die Zahl der Freiheitsgrade würde  $FG = 48$  betragen, wenn die Häufigkeitswerte zwischen den Klassen voneinander unabhängig wären. Nach den Untersuchungen aus Abschnitt 4.2 ist unsere korrelierte Verteilung aus  $k$  Klassen einer nicht autokorrelierten Verteilung aus  $k/\varepsilon(U)$  Klassen äquivalent. Mit dem berechneten  $e(U) = 2,46$  als Schätzwert für  $\varepsilon(U)$  entsprechen auch unsere zeitkorrelierten 48 Freiheitsgrade  $FG = 48/2,46 = 19,5$  nicht korrelierten, also echten Freiheitsgraden. Es ist daher letztlich zu prüfen, ob eine Stichprobe mit  $r = 0,443$  bei 19,5 Freiheitsgraden aus einer Grundgesamtheit mit  $\rho = 0$  stammen kann.

Zu diesem Zwecke ist in bekannter Weise  $r$  in die Größe  $z = 0,5 \ln [(1 + r)/(1 - r)]$  zu transformieren und mit Hilfe des  $t$ -Testes zu prüfen, mit welcher Wahrscheinlichkeit  $z$  noch im Annahmebereich  $z^\circ = 0$  liegt. Unter Verwendung der Tabellen von WEBER [14] ergibt sich in unserem Falle eine Wahrscheinlichkeit von etwa 4%, d. h. die Nullhypothese ist mit 96% Wahrscheinlichkeit abzulehnen.

*Die Ähnlichkeit zwischen den Verteilungen aus der Epoche A und der Epoche B + C ist schwach gesichert überzufällig.*

## 5.2. Zweite Hypothese

Der Korrelationskoeffizient  $r$  zwischen den Häufigkeitswerten benachbarter Mondphasen-Prozentklassen verträgt sich mit der  
Annahme  $\rho = 0$

Es werden die ungeglätteten, reduzierten Häufigkeitsverteilungen aller drei Epochen zusammengelegt. (Die Reduzierung auf die Anzahl effektiv zufälliger Stationen hat hier die gleiche Bedeutung wie bei der Behandlung der ersten Hypothese.) Zwecks Erhöhung der Ereigniszahl je Klasse werden die Häufigkeiten je zweier Prozentklassen zusammengelegt, die eine halbe Mondperiode auseinanderliegen. In der so gewonnenen Verteilung wird demnach nicht mehr zwischen aufsteigender und absteigender Mondphase unterschieden (Abb. 6).

Aus der nunmehr 50gliedrigen, geschlossenen Häufigkeitsreihe  $x_i$  (Abb. 6 a) wird die Reihe der aufeinanderfolgenden Differenzen  $\Delta x_i = x_{i+1} - x_i$  gebildet. Die Varianz der Ausgangsreihe beträgt



$$V_x = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2,$$

die der geschlossenen Differenzreihe

$$V_{\Delta x} = \frac{2}{n-1} (\sum x_i^2 - \sum x_i x_{i+1}).$$

Der Korrelationskoeffizient zwischen aufeinanderfolgenden Gliedern der geschlossenen Ausgangsreihe ist  $r_{i, i+1} = \sum x_i \cdot x_{i+1} / \sum x_i^2$ . Es läßt sich

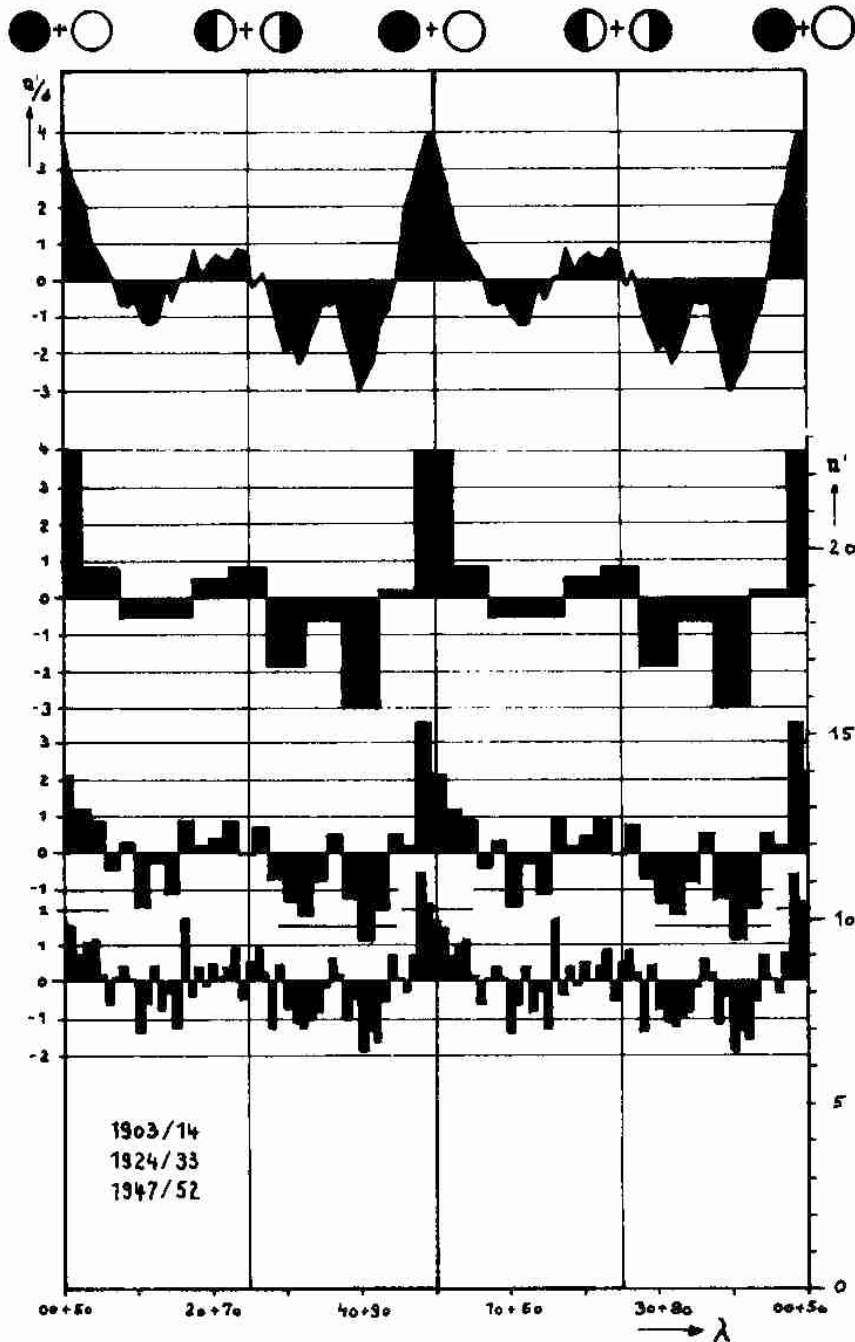


Abb. 6. a) bis c) Ungeglättete Häufigkeitsverteilungen eines Niederschlagstages  $\geq 10,0$  mm über die synodischen Mondumlaufhälften bei verschiedener Klasseneinteilung: a) 50 Klassen. b) 25 Klassen. c) 10 Klassen. d) Die über 5 Klassen geglättete Verteilung a). Darstellung in Einheiten der Zufallsstreuung (links) und in Anzahl der reduzierten Fälle (rechts)

leicht zeigen, daß zwischen  $V_x$ ,  $V_{\Delta x}$  und  $r_{i, i+1}$  die Beziehung  $r_{i, i+1} = 1 - (V_{\Delta x}/2 V_x)$  gilt. Bei verschwindender Autokorrelation wird die Varianz der Differenzreihe gerade doppelt so groß wie die der Ausgangsreihe, was wegen der doppelten Verwendung jedes  $x_i$ -Wertes in der Differenzreihe bereits erwartet werden konnte.

Mit Hilfe des  $F$ -Testes kann geprüft werden, ob die Varianz der Ausgangswerte gesichert größer als die halbe Varianz der Differenzreihe ist. In unserem Falle ergibt sich ein  $F = 1,97$ . Die Zahl der reduzierten Freiheitsgrade ist  $FG' = (n - 1)/\varepsilon (U/2) \approx 49/2,19 = 22,4$ . Dem berechneten  $F$ -Wert entspricht ein theoretischer Wert beim Sicherheitspunkt  $P = 0,058$ .

Die Anwendung des  $F$ -Testes setzt eigentlich zwei voneinander unabhängige Stichproben voraus. Nun bedingt die Ausgangsreihe wohl die Wertemöglichkeit der Differenzreihe, jedoch beruhen deren Werte im wesentlichen auf der wertunabhängigen *Anordnung* (Reihenfolge) in der Ausgangsreihe. Es gilt wegen  $-1 \leq r_{i, i+1} \leq +1$  lediglich die Begrenzung  $0 \leq V_{\Delta x} \leq 4 V_x$ .

Der Vergleich der Varianzen mittels  $F$ -Testes läßt sich andererseits umgehen, indem der aus den Varianzen abgeleitete Korrelationskoeffizient  $r_{i, i+1} = 0,491$  — wie anläßlich der Prüfung der ersten Hypothese beschrieben — geprüft wird: Eine Stichprobe mit  $r = 0,491$  bei 22,4 Freiheitsgraden stammt nur mit 1,3% Wahrscheinlichkeit aus einer Grundgesamtheit mit  $\rho = 0$ ! Nun kann man nicht a priori von der Annahme einer solchen unkorrelierten Grundgesamtheit ausgehen. Es muß von der *wettermäßigen* Korrelation zwischen solchen Regenauftrittstagen ausgegangen werden, deren Mondphasenindex gerade um 1% und 51% differiert. Eine Stichprobenauszählung darüber, nach wieviel Tagen auf einen Tag der Mondphasenklasse  $\lambda$  ein solcher der Klasse  $\lambda + 1$  und nach wie vielen ein solcher der Klasse  $\lambda + 51$  (Klassen in % des Mondumlaufs) folgt, ergab als Mittelwert den Abstand von 69 Tagen. Die Autokorrelation der Niederschlagsereigniszahlen von Tagen mit zwei Monaten Abstand errechnete sich in einer Winterstichprobe zu  $r = 0,058$  und in einer Sommerstichprobe zu  $r = -0,068$ . Sie ist über eine derartige Zeitdistanz erwartungsgemäß sehr nahe Null. Falls dieser wetterbedingten Autokorrelation ein  $\rho = 0,02$  (0,06) zugrunde liegen sollte, läßt sich mit ihr die mondphasenbedingte Autokorrelation von  $r_{i, i+1} = 0,491$  dennoch nur mit 2,0% (2,5%) Wahrscheinlichkeit rein zufällig vereinbaren. Die Nullhypothese ist daher mit knapp 98% Wahrscheinlichkeit abzulehnen.

*Die mondphasenbedingte Erhaltungsneigung in der Häufigkeitsverteilung ist etwas gesichert überzufällig.*

### 5.3. Dritte Hypothese

Die Häufigkeitsverteilung verträgt sich mit der Annahme gleicher Ereigniswahrscheinlichkeit bei allen Mondphasen

Wie bei der zweiten Hypothese wird von der ungeglätteten, reduzierten Häufigkeitsverteilung der Ereignisse aus allen 28 Jahren ausgegangen, in der die beiden Mondperiodenhälften zusammengelegt sind (Abb. 6 a):

$n'_{(00+i)+(50+i)} = n'_{\lambda=00+i} + n'_{\lambda=50+i}$ ,  $i = 0, 1, \dots, 49$ . (Im Gegensatz zur Materialbehandlung bei den ersten beiden Hypothesenprüfungen hat jetzt die Reduktion wegen Flächenkorrelation auch die Bedeutung der Elimination dieser von Station auf Station wirkenden Wahrscheinlichkeitsansteckung, weil es bei der hier notwendigen Anwendung des  $\chi^2$ -Testes auch auf die absoluten Häufigkeiten ankommt.) Werden weiterhin fünf derartige Klassen zusammengefaßt, so gewinnt man die in Abb. 6 c wiedergegebene zehnklassige Häufigkeitsverteilung mit einem  $\chi^2 = \sum_{j=1}^{10} \frac{(n_j' - n')^2}{n'} = 29,725$ ,

von der gefragt wird: Mit welcher Wahrscheinlichkeit verträgt sich diese Verteilung mit der Hypothese, daß die Ereigniswahrscheinlichkeit  $p$  in allen zehn Klassen gleich und damit unabhängig von der Mondphase ist?

Die Anwendung des  $\chi^2$ -Testes auf diese Verteilung würde einen zu großen Wahrscheinlichkeitswert ergeben, da die für die Anwendbarkeit des Testes geforderte Voraussetzung der Unabhängigkeit der zehn Klassenwerte untereinander wegen der Erhaltungsneigung der Niederschlagsfälle nicht erfüllt ist. Gemäß wiederum den Betrachtungen im Abschnitt 4.2 ist zu fragen, wie viele Klassen als äquivalent identisch angesehen werden können.

Jede der hier betrachteten Klassen umfaßt im Mittel  $L = 1,475$  aufeinanderfolgende Tage. Aus der Funktion  $\bar{e}(h)$  in Abb. 4 geht hervor, daß innerhalb jeder 1,475 Tage umfassenden Klasse jeweils etwa  $\bar{e}(L) = 1,25$  Tageswerte und innerhalb der 14,75 Tage umfassenden Halbperiode unserer 10-Klassen-Verteilung jeweils  $\bar{e}(U/2) = 2,19$  Tageswerte äquivalent identisch sind. Beim Vergleich der Klassen ist daher zu berücksichtigen, daß jeweils  $\bar{e}(U/2)/\bar{e}(L) = 2,19/1,25 = 1,75$  Ereignisse und Klassen äquivalent identisch sind. Die gegebene autokorrelierte Verteilung entspricht mithin einer durch atmosphärische Ansteckung *nicht* mehr korrelierten Verteilung, wenn Häufigkeiten und Freiheitsgrad mit dem Faktor  $1/1,75$  reduziert sind. Erst auf diese darf schlüssig der  $\chi^2$ -Test angewendet werden. — Die übrigen Bedingungen für eine Testanwendung (ausreichende Klassenfüllung und normale Verteilung der Häufigkeitswerte) sind hinreichend erfüllt.

In unserem Falle ergibt sich ein  $\chi^2 = 29,725/1,75 = 17,0$  bei  $FG' = 9/1,75 = 5,14$  Freiheitsgraden, für welchen Wert die theoretische  $\chi^2$ -Verteilung einen Sicherheitspunkt von  $P = 0,007$  aufweist. Prüft man nun nicht die zugrunde gelegte 10-Klassen-Verteilung (Abb. 6 c), sondern eine 5-Klassen-Verteilung, welche aus der nochmaligen Zusammenlegung je zweier benachbarter Klassen hervorgeht, dann ergibt sich sogar ein Sicherheitspunkt von  $P = 0,005$  [ $e(L) = 1,58 d$ ;  $\chi^2 = 13,73$ ;  $FG' = 2,88$ ]. Die Nullhypothese ist daher mit 99,5% Wahrscheinlichkeit zu verwerfen. — (Die Steigerung der Beweissicherung durch Vergrößerung der Klassenbreite geht auf eine — bei Prüfung der vorigen Hypothese belegten — Autokorrelation zwischen benachbarten Klassen zurück.)

*Die Häufigkeitsverteilung weicht also gesichert überzufällig von einer Gleichverteilung ab. Damit ist in hohem Grade wahrscheinlich gemacht, daß die Ereignishäufigkeit von der Mondphase abhängig ist.*

#### 5.4. Zusammenfassung der Ergebnisse aus den Hypothesenprüfungen

Jedes der drei Ergebnisse aus den Hypothesenprüfungen ist mehr oder weniger als ein Beweis für die Mondphasenabhängigkeit des betrachteten Ereignisses zu werten. Zwar sind die Ergebnisse zum Teil nicht völlig unabhängig voneinander. Zusammengenommen stellen sie jedoch einen über die  $3\sigma$ -Grenze weit hinausgehenden statistischen Beweis dar, zumal die wetterbedingten Informationsreduktionen maximal vorgenommen wurden ( $e \geq \epsilon$ )! Demgegenüber können auch eventuelle Zweifel an der quantitativen Erfüllung gelegentlicher Voraussetzungen für die Testanwendungen oder an der rechnerischen Testdurchführung zu keiner wesentlichen Ausageminderung führen. Die aus den drei Hypothesenprüfungen gewonnenen Aussagen lassen sich zu folgendem Schluß zusammenfassen: *Der Auftrittshäufigkeit von ergiebigen Niederschlägen in Norddeutschland ist über lange Zeit ähnlich bleibend ein im Mittel mit statistischer Sicherheit von der Mondphase diktiert Gang überlagert.*

Es soll noch einem grundsätzlich möglichen Einwand begegnet werden, der im folgenden besteht: Die Synchronisation ist einzig mit der synodischen Periodenlänge erprobt worden; die Zahlenresultate dieses Versuchs brauchen jedoch nur der schwächere Abglanz einer noch besseren Parallelität mit einer Periode zu sein, deren Länge zufällig der des synodischen Mondumlaufs lediglich sehr ähnlich ist, aber kausal nichts mit dem Mond zu tun hat. Erstens jedoch ist eine solche Periode in der Natur wohl kaum zu finden und ihr über Jahrzehnte persistentes, weltweites Wirken in der Atmosphäre wohl noch viel schwerer zu erklären als das der Mondperiode. Zweitens wurde bereits für die USA berechnet [1], daß in einer zu Abschnitt 5.1 analogen Betrachtung gerade die Synchronisation mit einer auf 0,01 % genau mit dem synodischen Mondumlauf übereinstimmenden Periode zu dem — isoliert hervorragenden — besten Korrelationskoeffizienten führt. Wir werden es in unseren Ergebnissen daher auch faktisch mit dem Mond zu tun haben.

Mit dem betrachteten Ereignis, dem Auftreten einer Niederschlagsmenge von  $\geq 10,0$  mm pro Tag und Station, wird etwa ein Viertel der Gesamtniederschlagsmenge in Norddeutschland erfaßt, also über einen wesentlichen Teil des Niederschlagsgeschehens ausgesagt.

#### 6. Einordnung der Verteilungskennzeichen in das weltweit angedeutete Bild

Mit dem sicheren Wissen über eine Mondabhängigkeit des Niederschlages erscheint der Vergleich des gefundenen Ergebnisses mit solchen aus anderen Erdteilen vorliegenden erlaubt und der Versuch einer Einordnung sinnvoll. Natürlich wohnt diesen Betrachtungen keine Beweiskraft inne, sie mögen jedoch zu hypothetischen Überlegungen anregen.



## 6.1. Zur Form der Verteilung

Der Betrachtung soll die über die volle Mondperiode aufgegliederte, jedoch geglättete Verteilung (Abb. 5 oben) zugrunde gelegt werden. Der erste Eindruck ist der etwa einer Doppelwelle, ähnlich dem Bild von Verteilungen aus anderen Erdteilen. Wesentlich markanter als in diesen ist in unserem Falle noch eine Oberwelle von halber Wellenlänge der Grundschwingung angedeutet, so daß eher von vier als von zwei Maxima ge-

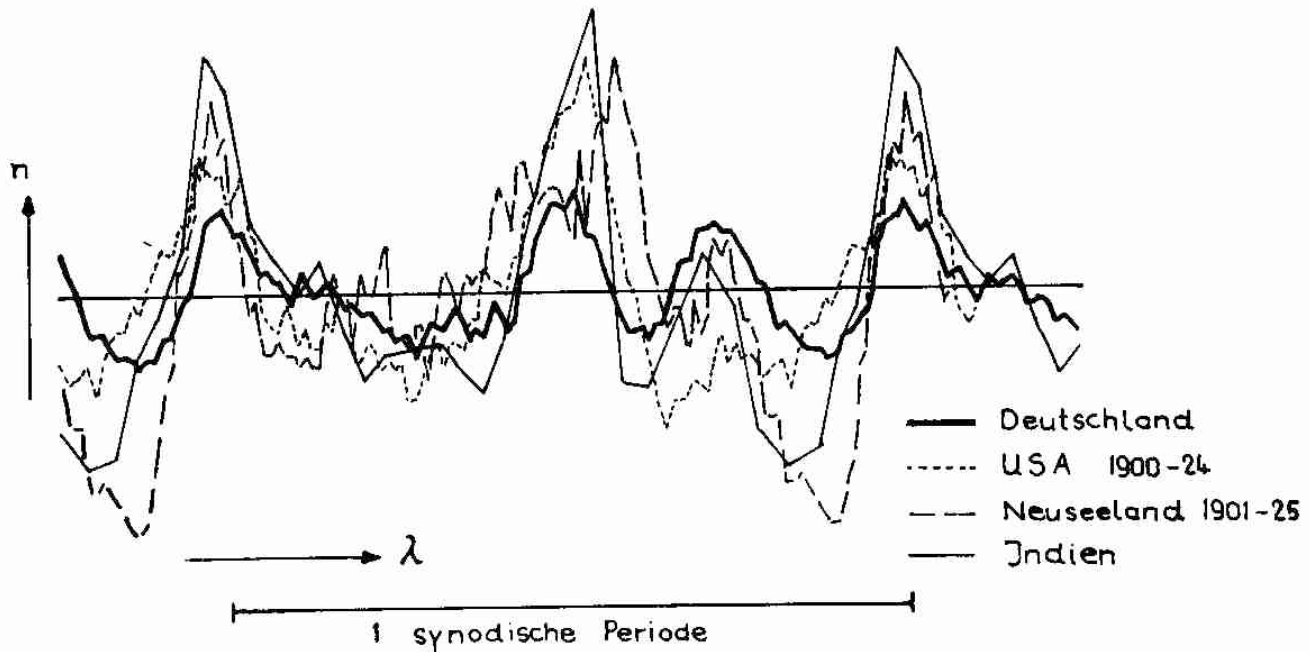


Abb. 7. Niederschlagsverteilungen verschiedener Art aus verschiedenen Erdteilen bestmöglich synchronisiert. Glättung über etwa drei Tage. Ordinatenmaßstäbe nicht streng vergleichbar. a) Häufigkeitsverteilung Deutschland Abb. 5 a, b) Häufigkeitsverteilung der monatlichen Maximalniederschläge in den USA [5] und c) die in Neuseeland [4], d) Verteilung der mittleren Regenmengen von Niederschlagsspitzen, abgeleitet aus [15], Fig. 7

sprochen werden kann. Die beiden Hauptmaxima treten ziemlich genau zur Zeit des Voll- und des Neumondes auf.

Nun ist wohl ein Gang der Ereigniswahrscheinlichkeit von der Mondphase nachgewiesen, über Details dieses Ganges ist damit jedoch nichts Gesichertes ausgesagt. Die Häufigkeiten sind als Vielfache der Zufallsstreuung dargestellt ( $n/\sigma$ ). Wie man sieht, wird trotz des testwidrig begünstigenden Wirkens der Erhaltungsneigung der  $3\sigma$ -Wert entweder überhaupt nicht erreicht oder doch nicht länger überschritten, als es der Zufall erlaubt. Erst wenn man die beiden Periodenhälften wie in Abb. 6 d zusammenfaßt und damit auf eine Differenzierung in der Aussage zwischen auf- und absteigender Mondphase verzichtet, ergibt sich bei günstigster Klassenbreite in zwei Fällen ein hinreichendes Erreichen bzw. Überschreiten der  $3\sigma$ -Grenze  $n/\sigma = 3$ . Damit dürfte die Lage des Maximum zur Zeit der Syzygien als gesichert angesehen werden können, während sich ein Minimum für den Zeitpunkt drei Tage davor andeutet.

In Abb. 7 ist versucht worden, mondphasenabhängige Niederschlagsverteilungen aus verschiedenen Erdteilen bestmöglich zu synchronisieren. Bei den für die USA [5] und für Neuseeland [4] geltenden Verteilungen handelt es sich um Auszählungen der monatlichen Niederschlagsmaxima, bei der Indien repräsentierenden Verteilung [15] liegen mittlere Regenmengen von Niederschlagsspitzen zur Zeit von Meteorströmen zugrunde. Die Verteilungen weisen mehrere gewiß nicht nur zufällige Gemeinsamkeiten auf. Auch die für Deutschland abgeleitete Verteilung läßt sich ohne Schwierigkeiten einordnen.

### 6.2. Zur Beziehung zwischen Amplitude und Phase der Verteilungen

Die verglichenen Verteilungen weisen ganz unterschiedliche Schwankungsbreiten und Eintrittsphasen der Extreme auf. Es sieht jedoch so aus, als ob zwischen Amplitude und Phase der Extreme ein Zusammenhang besteht. Die Schwankungsbreite sei durch den Logarithmus des Verhält-

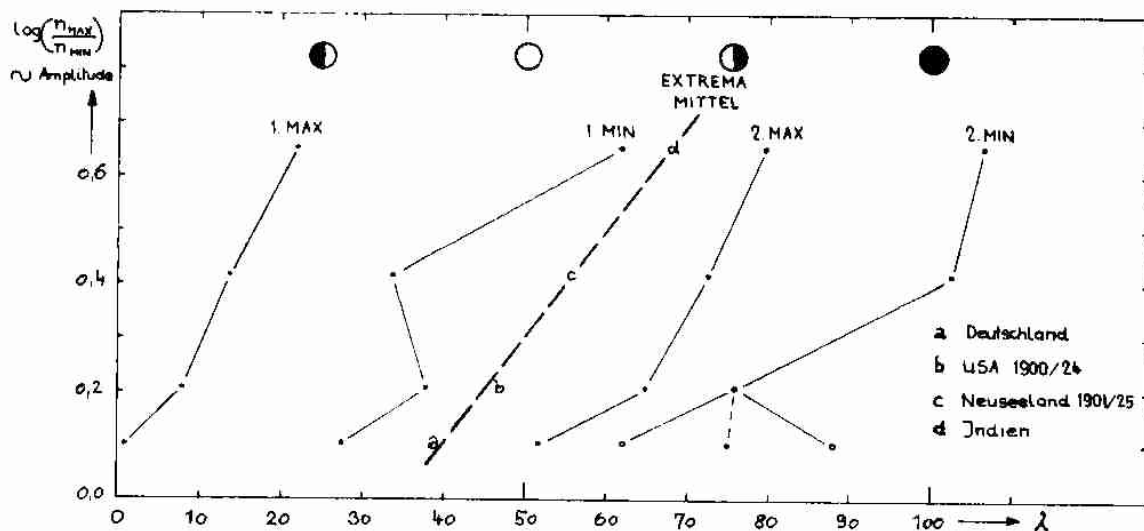


Abb. 8. Phasenlage  $\lambda$  der Extreme verschiedener Verteilungen in Beziehung zum maximalen Schwankungsverhältnis der jeweiligen Verteilung

nisses der beiden maximalen zu den beiden minimalen Klassenwerten und die Lage der Extreme durch den Mittelwert ihrer Phasenklassen ausgedrückt. Die Abb. 8, in der diese Größen zueinander in Beziehung gesetzt sind, vermittelt offenbar den Eindruck, als ob der Mondeffekt um so später wirksam wird, je deutlicher er ist. Es muß allerdings offenbleiben, ob sich in der Deutlichkeit auch die Größe des Effektes oder mehr die Eignung der Ereignisauswahl widerspiegelt.

### 6.3. Zur Synopsis der Verteilungen

Man sollte vermuten, daß die betrachteten Verteilungskennzeichen auch von der geographischen Lage abhängen. Es zeigt sich, soweit derart wenige Verteilungen überhaupt schon Schlüsse erlauben, daß sich Amplitude und Phase offenbar weniger nach der geographischen Breite ordnen

als vielmehr nach einer durch klimatologische Parameter variierten komplexen Größe, nach der sich auch die mittlere Mondtide im Luftdruck (s. Abb. 9 [16]) einordnet. Jedenfalls ergibt sich zwischen mittlerer Phasen-

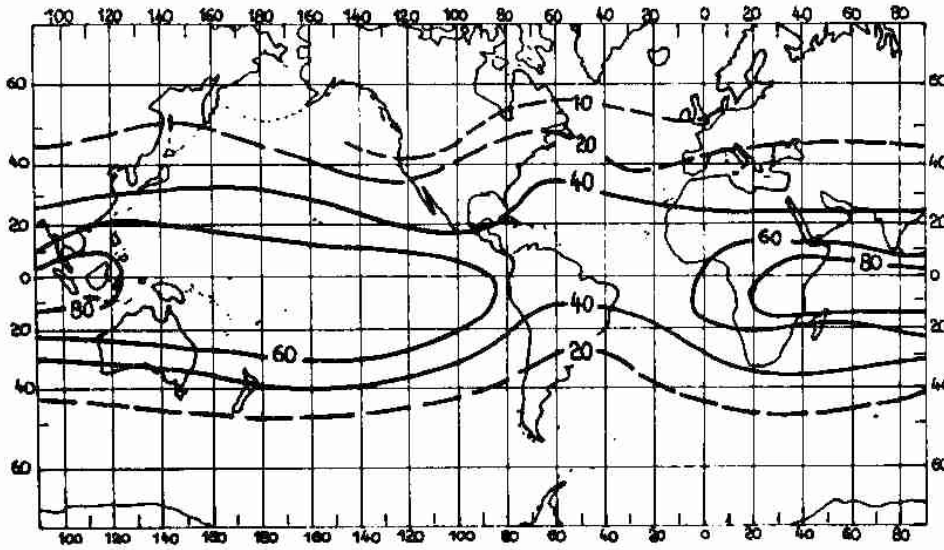


Abb. 9. Geographische Verteilung der mittleren Mondtide ( $10^{-3}$  mb). Linien gleicher Mondtide interpoliert aus den Beobachtungen von 72 Stationen (Abbildung entnommen aus [16])

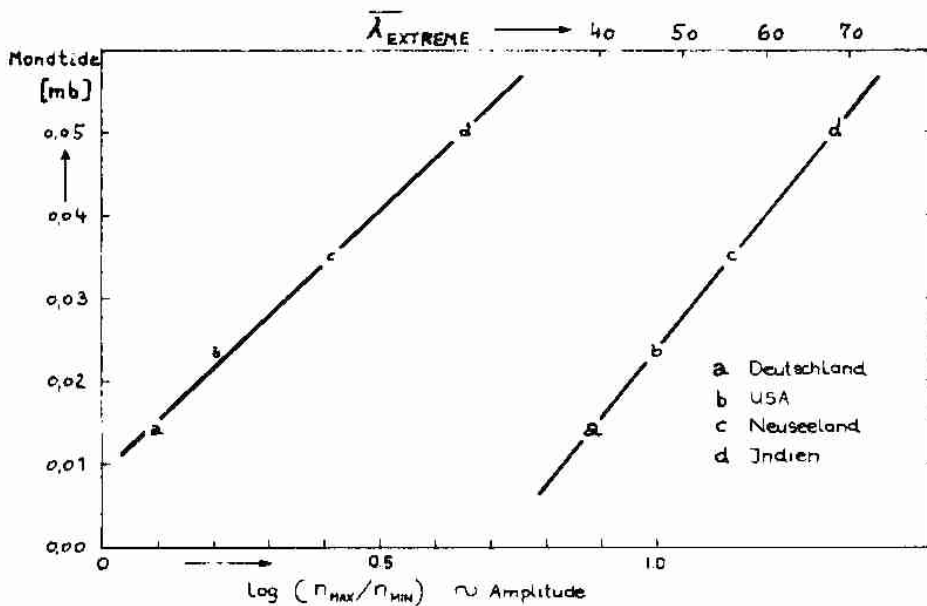


Abb. 10. Beziehung zwischen Mondtide am Ort der Verteilung und a) der mittleren Phasenlage der Extreme der Mond-Niederschlags-Verteilung bzw. b) dem maximalen Schwankungsverhältnis in der Mond-Niederschlags-Verteilung (Verhältnis der beiden maximalen zu den beiden minimalen Häufigkeitswerten)

lage der Extreme bzw. Amplitude und mittlerer Mondtide ein relativ linearer bzw. etwa proportionaler Zusammenhang (Abb. 10). Dies führt zu der Vermutung: *Die Extreme im synodischen Gang des Niederschlagsvorkommens eines Ortes treten um so gewichtiger und um so mehr verzögert auf, je größer die Mondtide im Luftdruck dieses Ortes ist.*

#### 6.4. Abschließende Betrachtungen

Aus dem Vergleich geht hervor, daß sich die für Deutschland gefundene Verteilung sinnvoll in die aus anderen Erdteilen vorliegenden Ergebnisse einordnen läßt. Man sollte daher meinen, über den gesicherten Einfluß des Mondes hinaus kommt auch den gröberen Details der Abb. 5 a insoweit ein wesentlicher Wahrscheinlichkeitsgehalt zu, daß man sagen kann: *Die Niederschlags erwartung in Deutschland variiert innerhalb eines synodischen Mondumlaufs in erster Linie wahrscheinlich wie eine verzerrte Doppelschwingung mit Maxima zu Voll- und Neumond und Schwingungsweiten bis zu einem Zehntel der durchschnittlichen Erwartung.* Daß sich dieses Bild erst bei Durchschnittsbetrachtung großer Zeiträume ergibt, verdeutlicht schon Abb. 3 b, wo beispielsweise in der — immerhin zehn Jahre repräsentierenden — Verteilung der Epoche B (1924/1933) das Vollmondmaximum völlig fehlt. Auch in den USA zeigte sich für das Jahrzehnt 1920/1929 nur eine verschwindende Amplitude, während sie für 1900/1909 maximal war [1]. Der Mondeffekt ist derart klein bzw. schwankend, daß er sogar in seinen markanten Merkmalen innerhalb eines Jahrzehntes noch von der wetterbedingten Streuung des Niederschlags überdeckt werden kann. In Anbetracht der großen Streuung und differenzierten Struktur eines meteorologischen Elementes, wie das des Niederschlags, ist selbst in zehn Jahren noch kein hinreichender Ausgleich der Meßwerte zu erwarten. Deshalb ist auch eine irgendwie prognostische Verwendung der Ergebnisse sinnlos.

Daß durch die Begrenzung des Niederschlagsereignisses mittels Schwellwertüberschreitung ( $\geq 10,0$  mm) unter anderem eine relative Effektsteigerung erhofft wurde, findet eine Berechtigung in folgender Betrachtung: Es wurde auch die Häufigkeitsverteilung desjenigen Ereignisses ermittelt, daß an einem Tage  $S \geq 10$  Stationen einen Niederschlag  $R \geq 10,0$  mm aufwiesen. Die  $S$ -Verteilung über die Mondphase ist der ursprünglichen  $R$ -Verteilung wohl ähnlich, jedoch ist die relative Streuung nur etwa halb so groß, und zwar mit etwa 95% Wahrscheinlichkeit kleiner als die der  $R$ -Verteilung. D. h., das Ereignis erscheint deutlicher, wenn man die Fälle — wie ursprünglich geschehen — mit der Anzahl der Ereignisstationen wichtet; der Mondeffekt scheint sich mit der Größe des Ereignisgebietes wachsend niederzuschlagen. Mit dem Gebietsumfang wächst andererseits im Durchschnitt auch die Niederschlags ergiebigkeit des Ereignisses. Damit deutet sich die Erwartung an, daß der Mondeinfluß bei Niederschlagssituationen mit größerer Ergiebigkeit stärker ist als bei solchen mit geringerer Ergiebigkeit.

Die Andeutung einer Parallelität des Effektes mit der Mondtide käme der Erwartung gelegen, daß sich in der Mondtide und etwa deren geographischer Verteilung sozusagen auch die Bereitschaft der Atmosphäre zu dieser oder eventuell auch anderer extraterrestrischer Beeinflussung widerspiegelt. Die Bedeutung der Mondeinwirkung liegt in der Möglichkeit, die Beziehungen Mond/Atmosphäre als Werkzeug zur Testung atmosphärischer Modelle zu benutzen [16].



Da die Extremphasenlage der hier betrachteten Verteilungen bis zu 6—7 Tagen variiert, können bei gleicher Mondphase die Maxima der für einen bestimmten Bereich geltenden Verteilung mit den Minima der Verteilung aus einem anderen Gebiet zusammenfallen. Es wäre daher zu erwarten, daß eine Häufigkeitsverteilung, in der Beobachtungen aus der ganzen Welt eingehen, wegen zum Teil gegenseitigen Aufhebens der Verteilungsabweichungen ein wesentlich ungünstigeres Bild gibt und wenig sinnvoll ist. Möglicherweise ist auf diesen Umstand auch die Feststellung zurückzuführen, daß sich in den Berliner Sferics-Beobachtungen nicht nur keine sichere Abhängigkeit von der Mondphase zeigt, sondern daß die Streuung der Abweichungen offenbar sogar kleiner ist als die zufällig zu erwartende. In den Sferics sollte u. a. ein irgendwie sehr großräumig gewichtetes Wirken des gewittrigen Niederschlagsgeschehens zum Ausdruck kommen. Wegen des sehr weiten Einzugsbereichs stellt die beobachtete Verteilung jedoch das Integral über Verteilungen mit völlig unterschiedlicher Phasenlage der Extreme dar. So kann auch eine überzufällig geringe Streuung in der beobachteten Verteilung letztlich Ausdruck einer Bindung an die Mondphase sein. Genauerem Aufschluß können aber erst umfangreichere und aufgeschlüsselte Sferics-Messungen geben.

Hinsichtlich einer physikalischen Interpretation können die hier gezeigten Ergebnisse wegen ihres rein formalen Gehalts lediglich Fingerzeige geben und als Stützen bzw. Gegenbelege in der Diskussion über Hypothesen verwendet werden. Die Hypothese beispielsweise, die in dem vom Massefeld Mond-Erde-Sonne variierten Zufluß kosmischen Staubes das mögliche Bindeglied zwischen Mond und Niederschlag sieht (s. auch [2, 17]), würde nahelegen, die Phasendifferenzen von 6 bis 7 Tagen durch Unterschiede in der Vertikaltransportzeit zu erklären. Gegenüber den 30 bis 60 Tagen Differenz [15], die angeblich zwischen dem Auftreten weltweiter Niederschlagsmaxima einerseits und Meteoritenschwärmen andererseits bestehen soll, sind das etwa 15%. Ein derartiger Unterschied von 15% der Dichte (etwa 30°) und/oder großräumigen Vertikalbewegungen in der hohen Atmosphäre zwischen Äquatornähe und mittlerer Breite, und zwar im erforderlichen Richtungssinne, steht nicht im Widerspruch zu unseren bisherigen Kenntnissen. Für eine wirkliche, physikalische Beweisführung bedarf es jedoch stets der Einbeziehung gesicherter Fakten der beteiligten physikalischen Faktoren selbst. Diesbezügliche Ergebnisse müssen erst abgewartet und einbezogen werden. Die gesicherten, wenn auch nur formalen Ergebnisse der bisherigen Untersuchungen, auch der vorliegenden, besagen jedoch, daß es nunmehr sinnvoll ist, nach solchen Faktoren zu forschen.

Bei der Bearbeitung des umfangreichen Beobachtungsmaterials war mir Herr cand. phil. G. PHILIPP behilflich, für dessen sorgfältige Arbeit ich mich ebenso bedanke wie für die anregenden Hinweise in Diskussionen mit Herrn Dr. J. CLAUSS. Insbesondere aber gilt mein Dank dem Institutsdirektor Herrn Prof. Dr. R. SCHERHAG für die Anregung, die stete Anteilnahme und Förderung dieser Arbeit.

## Literatur

1. BRIER, G. W., and D. A. BRADLEY: The Lunar Synodical Period and Precipitation in the United States. *J. Atmos. Sci.* **21**, 386—395 (1964).
2. BRIER, G. W.: A Test of the Reality of Rainfall Singularities. *J. Met.* **18**, 242—246 (1961).
3. DRONIA, H.: Der Einfluß des Mondes auf die Witterung. Eine Literaturübersicht zum gegenwärtigen Stand der Kenntnisse. *Meteor. Abh. Fr. Univ. Berlin* 1966.
4. ADDERLEY, E. E., and E. G. BOWEN: Lunar Component in Precipitation Data. *Science* **137**, Nr. 3532, 749—750 (1962).
5. BRADLEY, D. A., M. A. WOODBURY, and G. W. BRIER: Lunar Synodical Period and Widespread Precipitation. *Science* **137**, Nr. 3532, 748—749 (1962).
6. BARTELS, J.: Anschauliches über den statistischen Hintergrund der sogenannten Singularitäten im Jahresgang der Witterung. *Ann. Met.* **1**, 106—127 (1948).
7. Veröff. Preuß. Meteor. Inst.: Ergebnisse der Niederschlags-Beobachtungen 1903/14 und 1924/33. Berlin, 1906/1934.
8. Dtsch. Meteor. Jb. 1947/52, Britische Zone, Teil I—III, Hamburg, 1949/53.
9. Dtsch. Meteor. Jb. 1947/52, Sowjetische Zone, Teil III, Niederschlagsbeobachtungen, Berlin, 1948/53.
10. CARPENTER, T. H.: Decimal Ephemeris of Sun and Moon 1848—1974. U. S. Weather Bureau, Washington, D. C., 1964.
11. FETT, W.: Zur Morphologie autokorrelierter geophysikalischer Ereignisse. Im Manuskript.
12. SCHMIDT, TH.: Die Mondphasen und das Wetter. *Sterne und Weltraum* **4**, 60 (1965).
13. BARTELS, J.: Zur Morphologie geophysikalischer Zeitfunktionen. Sonderausg. Sitzber. Preuß. Akad. Wiss. Phys.-Math. Kl. B. **30**, Abschn. 2, Berlin, 1935.
14. WEBER, E.: Grundriß der biologischen Statistik, Tafel 11. Jena 1957.
15. RAO, M., and B. LOKANADHAM: On the Reality of Rainfall Peaks and Their Relation to Meteor Showers. *J. Atmos. Terr. Phys.* **26**, 301—311 (1964).
16. National Center for Atmospheric Research: Moontide in the Atmosphere. NCAR Quarterly Oct. 1963, Issue Nb. 4.
17. BIGG, E. K., and G. T. MILES: The Results of Large-Scale Measurements of Natural Ice Nuclei. *J. Atmos. Sci.* **21**, 396—403 (1964).

Anschrift des Verfassers: Dr. WALTER FETT, Institut für Meteorologie und Geophysik der Freien Universität Berlin, Podbielskiallee 62, 1 Berlin 33 (Dahlem), Deutschland.