

nation der beiden besprochenen Formen der Pseudocoenokarpie vor.

Aus diesen Darlegungen folgt, dass die Verbindung der Karpelle auf recht verschiedene Art und Weise zustande kommt. Sogar innerhalb der pseudocoenokarpen Gynoeceen treten grosse Differenzen auf. Die Bezeichnung «verwachsenblättrig» ge-

nügt somit zur Charakterisierung des Gynoeceums keineswegs. Es ergibt sich vielmehr die Notwendigkeit, durch genaue morphologische Analysen die Art der Karpellverwachsung festzustellen, nicht zuletzt auch im Hinblick auf die systematische und phylogenetische Erforschung der Blütenpflanzen.

Literaturverzeichnis

FOCKE W. O. *Rosaceae*, in ENGLER-PRANTL: Die natürlichen Pflanzenfamilien, III. Teil, 3. Abt. S. 1, 1894.

SCHAEPPI H.: Zur Morphologie des Gynoeceums der *Phytolaccaceae*. Flora, N.F. Band 31, S. 41, 1936.

TROLL, W.: Zur Auffassung des paracarp-

Gynoeceums und des coenocarp- Gynoeceums überhaupt. PLANTA, Bd. 6, S. 255, 1928.

— Beiträge zur Morphologie des Gynoeceums I—IV. PLANTA, Bd. 14, S. 1, 1931; Bd. 17, S. 453, 1932; Bd. 21, S. 266 und 447, 1933 a und b.

Betrachtungen zur schweizerischen Hagelschaden-Kurve

Von

HEINRICH JECKLIN (Zürich)

(Mit 2 Abbildungen im Text)

In den Rahmen der Förderung, welche die Mathematik der Sachversicherung in den letzten Jahrzehnten erfahren hat, sind auch eine Anzahl von Arbeiten einzuordnen, die sich mit der Hagelversicherung befassen. Dabei haben die Formeln für eine bezügliche mathematische Prämien- und Reserven-Berechnung einen befriedigenden Ausbau erfahren. Voraussetzung für eine praktische Verwendungsmöglichkeit derselben ist jedoch, dass die auf das Schadenergebnis bezogenen statistischen Zeitreihen in mathematischer Erfassung eine Schwankungsverteilung aufweisen, die in bezug auf den mittleren Schadenersatz oder auf eine periodische Grundschwankung oder zumindest auf einen deutlichen Trend des Schadensatzes eine hinlängliche Stabilität hat.

Auf Grund ausländischer Hagel-Statistiken liegen bereits einige diesbezügliche Versuche vor. Die Ergebnisse sind aber u. E. keineswegs so überzeugend, dass eine Allgemeingültigkeit gefolgert werden dürfte. Unsere Betrachtungen wollen darum unter anderem untersuchen, ob gewisse, für

ausländische Gebiete gemachte Feststellungen auch für die Schweiz gelten. Wenn die nachfolgenden Darlegungen auch weniger von meteorologischem als von versicherungswissenschaftlichem Interesse geleitet sind, so dürfen sie doch einem weiteren Kreise als nur jenem der Hagel-Versicherer aktuell erscheinen.

Man könnte zwar von Anbeginn gegen derartige Untersuchungen den Einwand erheben, dass das Einzugsgebiet der Schweiz zu klein sei, um mathematisch verwertbare Hagelstatistiken zu liefern. In der Tat hat denn auch der Verfasser andernorts,¹⁾ in Übereinstimmung mit andern Autoren, der Meinung Ausdruck gegeben, dass ein wirklicher Ausgleich im Hagelschaden-Risiko nur in Zusammenfassung des zeitlichen und grossen räumlichen Ausgleichs gefunden werden könnte. Wenn wir nun aber im folgenden finden, dass gewisse Feststellungen

¹⁾ H. JECKLIN, «Die Problematik der Hagelvoraussage». Assekuranz-Jahrbuch 1943, Bd. 62.

ausländischer Autoren für das Gebiet der Schweiz nicht zutreffen, so ist dieses Resultat für die schweizerische Hagel-Versicherung – die nun einmal an ihr geographisch eng begrenztes Tätigkeitsgebiet gebunden ist – auch wertvoll.

Bei unseren Betrachtungen können wir uns einestheils auf die Geschäftsberichte der schweizerischen Hagel-Versicherung, anderseits auf die in den Annalen der schweiz. meteorologischen Zentralanstalt enthaltenen Angaben stützen. In beiden Fällen – es sei dies vorweggenommen – begegnen wir so zahlreichen Schwierigkeiten, dass eine mathematisch-statistische Bearbeitung und Folgerung z. T. nur sehr relativen Wert haben kann. – Wenden wir uns vorerst der Statistik der Hagel-Versicherung zu.

Es ist ein offensichtlicher Mangel der Hagelversicherungs-Statistik, dass sie in bezug auf die Hageltätigkeit selbst nur ein sehr unzuverlässiges Bild geben kann. Nur der schadenstiftende Hagelschlag wird hier erfasst, und auch dieser nur so weit, als eine Leistungspflicht der Versicherung vorliegt. Nun sind aber nicht nur sehr weite vom Hagel betroffene Gebiete nicht versichert, auch über versichertem Lande kann Hagel zu einer Zeit eintreten, welche keine Versicherungsleistung bedingt, wie z. B. vor der Aussaat oder nach Einbringung der Ernte. Diese Zeitspannen sind ihrerseits wieder abhängig von der Art des Kultur-gutes, der Fruchtbarkeit des Jahres, der Möglichkeit des Arbeitseinsatzes usw. Was insbesondere die Schweiz anbelangt, so ist auf die im Laufe der Zeit erfolgte grosse Zunahme der Hagel-Versicherung hinzuweisen; es registrierte z. B. die Schweizerische Hagel-Versicherungs-Gesellschaft in ihrem Gründungsjahr 1880 eine totale Versicherungssumme von 9 218 000 Fr., für 1942 eine solche von 240 631 000 Fr. Dabei ist nicht zu übersehen, dass der Zuwachs nicht regional gleichmässig erfolgte, naturgemäss hatten die hagelgefährdeten Gebiete einen relativ grösseren Zuwachs zu verzeichnen. Infolgedessen werden die statistischen Masszahlen für die Zeit 1880–1942 verschieden ausfallen, je nachdem, ob die Relativzahlen der einzelnen Jahre mit oder ohne dem Geschäftsumfang entsprechendem Gewicht gewertet werden.

Gebräuchlicher Weise wird als Mass des jährlichen Hagelschadens der Quotient aus

Schadensumme durch Versicherungssumme benutzt. (Man muss sich jedoch darüber klar sein, dass die Begriffe Hagelschlag und Hagelschaden keineswegs identisch sind.) Bezeichnen wir die jährliche totale Versicherungssumme mit V_t , die entsprechende jährliche Schadensumme mit S_t , so ist der

Schadenquotient $Q_t = \frac{S_t}{V_t}$. In Kolonne I

der am Schlusse gegebenen Zusammenstellung sind die schweizerischen Hagelschadenquotienten der Jahre 1880–1942 in Prozenten der Versicherungssummen aufgeführt. Diese Relativzahlen haben wir errechnet aus dem Zahlenmaterial der Geschäftsberichte der schweizerischen Hagelversicherungs-Gesellschaft, ergänzt durch die Angaben des «Paragrèle» in Neuenburg (aufgelöst 1901) und der waadtländischen Hagelversicherung (gegründet 1929). Bei der Zusammenfassung des Zahlenmaterials der drei Gesellschaften wurden die Schadensummen der beiden letztgenannten nur mit 90 % berücksichtigt, um sie den mit Franchise versehenen Schadenziffern der Schweizerischen Hagelversicherungs-Gesellschaft gleichsetzen zu können.

Die jährlichen Schadenquotienten Q_t entsprechen offenbar dem in der Lebensversicherung gebräuchlichen Begriff der Summensterblichkeit. Das Analogon zur sog. Policensterblichkeit würde man erhalten, wenn für die einzelnen Jahre der Quotient R_t aus der Zahl der von Schaden betroffenen Policen T_t durch deren Gesamtzahl

W_t , also $R_t = \frac{T_t}{W_t}$ gebildet wird. Die entsprechenden Werte sind in Kolonne II des Anhanges zusammengestellt, allerdings ohne Einbezug der waadtländischen Hagelversicherung, da deren Jahresberichte die betreffenden Angaben nicht enthalten. Es kann a priori nicht erwartet werden, dass

die Quotienten R_t und Q_t parallel gehen, indem sich der erstere lediglich auf die Häufigkeit des Eintretens des Schadenergebnisses bezieht, währenddem der zweite auch noch den durchschnittlichen Schadenumfang beinhaltet. Ein genaueres Urteil liefert uns bekanntlich der Korrelationskoeffizient. Für seine Berechnung bedienen wir uns der Formel

$$r = \frac{\Sigma Q_t \cdot R_t - \frac{1}{n} \Sigma Q_t \cdot \Sigma R_t}{\sqrt{\left[\Sigma Q_t^2 - \frac{1}{n} (\Sigma Q_t)^2 \right] \cdot \left[\Sigma R_t^2 - \frac{1}{n} (\Sigma R_t)^2 \right]}}$$

(wobei n die Zahl der Beobachtungsjahre) mit dem mittleren Fehler $\pm \frac{1-r^2}{\sqrt{n}}$. Die numerische Auswertung ergibt für die beiden Zeitreihen der Q_t und R_t einen Korrelationskoeffizienten von $r = 0,920 \pm 0,019$.

Die Kolonne der Schadenquotienten Q_t der Kolonne I des Anhanges liefert ein arithmetisches Mittel $M = \frac{\sum Q_t}{n}$ von 1,77%.

Das entsprechende gewogene arithmetische Mittel $G = \frac{\sum V_t \cdot Q_t}{\sum V_t} = \frac{\sum S_t}{\sum V_t}$ beträgt 2,09%. Der nicht unbedeutende Unterschied zwischen dem nicht gewogenen und dem gewogenen Mittel lässt deutlich den Einfluss des wachsenden Geschäftsumfanges auf die durchschnittliche Schadenhöhe erkennen.

Man kann sich nun fragen, ob die Abweichungen der Schadenquotienten vom Mittelwert rein zufälliger Natur sind oder ob ein systematischer zeitlicher Einfluss vorliegt. Nach der graphischen Darstellung (am Schlusse der Arbeit) ergibt sich für die letzten Jahrzehnte eine deutlich steigende Tendenz des Schadenssatzes. Ein einfaches numerisches Kriterium des Zufalles für langjährige meteorologische Beobachtungsreihen stammt von HELMERT.³⁾ Ist die Beobachtungsreihe nach der Zeit geordnet, wie dies bei uns der Fall ist, so bildet man die Reihe der Abweichungen vom Mittelwert. In der Reihe der Vorzeichen dieser Abweichungen sind die Anzahl der Folgen gleichen Vorzeichens (f) und die Zahl der Vorzeichenwechsel (w) auszuzählen. Für rein zufällige Verteilung sollte bei genügend grossem n gelten $f - w = 0$, mit dem mittleren Fehler $\pm \sqrt{n-1}$. Wenn also die Differenz $f - w$ wesentlich grösser ist als $\sqrt{n-1}$, so ist zu vermuten, dass für die zeitliche Folge der Abweichungen ein systematischer Einfluss vorliegt. In unserem Falle ist $\sqrt{n-1} = \sqrt{62} = \pm 7,88$ und — bezogen auf den Mittelwert $M = 1,77\%$ — $f - w = 14$, resp. 16, je nachdem, ob man die Abweichung Null als + oder — wertet. Obwohl demnach die zeitliche Verteilung der Schwankungen nicht nur rein zufallsmässig sein dürfte, hält sich doch die grössenmässige Verteilung der Abweichungen vom Mittel ungefähr innerhalb der durch die

GAUSS'sche Normalverteilung gegebenen Schranken. In der Tat ergibt die Streuung (oder mittlere Abweichung) $\sigma = \sqrt{\frac{\sum a_t^2}{n-1}}$ der

relativen Abweichungen $a_t = \frac{M - Q_t}{M}$ vom Mittel M den Wert $\pm 0,522$, und die Auszählung der Werte der in Kolonne III des Anhanges tabellierte relativen Abweichungen zeigt, dass

44 davon, d. h. 69,8% innerhalb der einfachen mittleren Abweichung,

61 davon, d. h. 96,8% innerhalb der doppelten mittleren Abweichung,

62 davon, d. h. 98,4% innerhalb der dreifachen mittleren Abweichung und

63 davon, d. h. alle innerhalb der vierfachen mittleren Abweichung liegen.

Ohne näheres Zusehen scheint daher die Verteilung nicht sehr verschieden von der Normalverteilung, eine genauere Untersuchung zeigt aber, dass sie asymmetrisch ist mit wesentlich betonter positiver Asymmetrie, d. h. die Verteilung ist nach rechts, nach der Seite der den Mittelwert übersteigenden Schadensätze ausladend, was man durch die beim Hagelrisiko obwaltende Wahrscheinlichkeitsansteckung zu erklären versucht ist.

Da die Zeitreihe der Hagelschadensätze möglicherweise sich zusammensetzt aus einem ursächlich bedingten Hauptverlauf und zufälligen Schwankungen um denselben, haben wir eine Ausgleichung der empirischen Werte der Kolonne I des Anhanges vorgenommen, wiedergegeben in Kolonne IV. Die Ausgleichung ist gegeben durch eine auf Basis der Methode der kleinsten Quadrate berechnete Näherungsparabel 3. Grades, kann also gewissermassen als eine natürliche Fortsetzung des arithmetischen Mittels aufgefasst werden. Wir benutzten das Verfahren der Darstellung mit Hilfe orthogonaler ganzer rationaler Funktionen, wie es von LORENZ — füssend namentlich auf Arbeiten von TSCHEBYCHEFF und TSCHWERIKOFF — für die Bedürfnisse der Praxis ausgearbeitet und mit einem tabellarischen Hilfswerk versehen wurde.³⁾

³⁾ P. LORENZ, «Der Trend», Vierteljahrshefte zur Konjunkturforschung, Sonderheft 21, Berlin 1931.

²⁾ Siehe «Meteorologische Zeitschrift» 1923, Seite 19.

Jahr	Kol. I: $Q_t = \frac{V_t}{S_t}$	Kol. II: $R_t = \frac{W_t}{T_t}$	Kol. III: $a_t = \frac{M - Q_t}{M}$	Kol. IV: $\bar{Q}_t = Q_t$ ausgeg.	Kol. V: $b_t = \frac{\bar{Q}_t - Q_t}{Q_t}$	Kol. VI: $F_t =$ Sonnenflecken- relativzahlen	Kol. VII: H_t = Zahl der jrl. Hageltage	Kol. VIII: $\bar{H}_t - H_t$ ausgeg.
1880	2.68 %	21.38 %	+ 0.51	1.94 %	+ 0.38	32.3		
81	1.36	14.18	- 0.23	1.88	- 0.28	54.3		
82	1.24	12.56	- 0.30	1.83	- 0.32	59.7		
83	1.30	12.64	- 0.27	1.78	- 0.27	63.7		
84	1.67	15.00	- 0.06	1.73	- 0.03	63.5	40	30.5
85	3.39	16.08	+ 0.92	1.68	+ 1.02	52.2	42	41.5
86	0.71	4.27	- 0.60	1.64	- 0.57	25.4	32	52
87	2.46	15.91	+ 0.39	1.59	+ 0.55	13.1	41	62
88	0.86	7.25	- 0.51	1.55	- 0.45	6.8	33	71
89	1.78	13.69	+ 0.00	1.51	+ 0.18	6.3	128	79
1890	1.42	14.41	- 0.20	1.48	- 0.04	7.1	146	87
91	1.19	10.85	- 0.33	1.45	- 0.18	35.6	70	94
92	1.00	7.97	- 0.44	1.41	- 0.29	73.0	144	100
93	0.69	5.95	- 0.61	1.39	- 0.50	84.9	103	106
94	1.70	15.03	- 0.04	1.36	+ 0.25	78.0	100	111
95	1.54	12.08	- 0.13	1.34	+ 0.15	64.0	101	115.5
96	1.93	18.00	+ 0.09	1.31	+ 0.47	41.8	78	119.5
97	1.77	9.08	- 0.00	1.30	+ 0.36	26.2	119	123
98	1.16	9.40	- 0.34	1.28	- 0.09	26.7	103	126
99	0.29	3.20	- 0.84	1.27	- 0.77	12.1	153	128.5
1900	1.51	12.14	- 0.15	1.25	+ 0.21	9.5	133	130.5
01	1.87	13.74	+ 0.06	1.25	+ 0.50	2.7	153	132
02	1.70	15.19	- 0.04	1.24	+ 0.37	5.0	126	133
03	0.89	10.62	- 0.50	1.24	- 0.28	24.4	121	134
04	1.25	10.28	- 0.29	1.24	+ 0.01	42.0	158	134
05	1.38	12.42	- 0.22	1.24	+ 0.11	63.5	146	134
06	0.58	7.26	- 0.67	1.24	- 0.53	53.8	131	134
07	1.86	15.53	+ 0.05	1.25	+ 0.49	62.0	125	133.5
08	1.47	20.19	- 0.17	1.26	+ 0.17	48.5	125	133
09	0.50	5.89	- 0.72	1.28	- 0.61	43.9	90	131.5
1910	1.69	16.37	- 0.05	1.29	+ 0.31	18.6	161	130.5
11	2.24	17.78	+ 0.27	1.31	+ 0.71	5.7	178	128.5
12	0.81	8.97	- 0.54	1.33	- 0.39	3.6	81	127
13	1.24	12.68	- 0.30	1.35	- 0.08	1.4	154	125
14	0.65	8.11	- 0.63	1.38	- 0.53	9.6	116	123
15	1.53	12.71	- 0.14	1.41	+ 0.09	47.4	141	121
16	1.24	12.32	- 0.30	1.44	+ 0.01	57.1	134	118
17	2.40	18.45	+ 0.36	1.48	+ 0.77	103.9	159	116
18	0.20	3.16	- 0.89	1.52	- 0.87	80.6	77	113.5
19	0.93	8.62	- 0.47	1.56	- 0.29	63.6	72	111
1920	0.79	6.30	- 0.55	1.60	- 0.41	37.6	98	108.5
21	2.10	15.84	+ 0.19	1.65	+ 0.41	26.1	149	106
22	1.99	15.67	+ 0.12	1.70	+ 0.19	14.2	66	103.5
23	0.74	5.42	- 0.58	1.75	- 0.55	5.8	69	101
24	2.72	21.80	+ 0.54	1.81	+ 0.43	16.7	80	98.5
25	1.82	15.40	+ 0.03	1.87	- 0.16	44.3	98	96.5
26	1.19	10.03	- 0.33	1.93	- 0.59	63.9	95	94
27	4.25	25.89	+ 1.40	2.00	+ 1.12	69.0	90	92
28	2.94	16.98	+ 0.66	2.07	+ 0.42	77.8	80	90
29	2.64	20.15	+ 0.49	2.14	+ 0.23	65.0	90	88.5
1930	2.39	19.94	+ 0.35	2.21	+ 0.08	35.7	94	87
31	2.90	26.14	+ 0.64	2.29	+ 0.27	21.2	96	86
32	2.44	11.75	+ 0.38	2.37	+ 0.03	11.1	105	85
33	1.30	8.86	- 0.27	2.46	- 0.46	5.7	89	84
34	2.61	17.50	+ 0.47	2.55	+ 0.02	8.7	99	83.5
35	2.13	19.19	+ 0.20	2.64	- 0.19	36.1	86	83
36	2.72	17.90	+ 0.54	2.73	+ 0.00	79.7	102	83.5
37	2.23	16.56	+ 0.26	2.83	- 0.21	114.4	85	84
38	2.27	16.30	+ 0.28	2.93	- 0.23	109.6	65	85
39	2.70	21.81	+ 0.53	3.04	- 0.11	88.8	87	86
1940	3.31	23.36	+ 0.87	3.14	+ 0.05	67.8	75	88
41	2.09	12.19	+ 0.18	3.25	- 0.36	47.5		
42	5.25	32.41	+ 1.97	3.37	+ 0.56	30.7		

Bezeichnen wir wieder mit Q_i die empirischen Werte der jährlichen Hagelschadenquotienten, mit \bar{Q}_i dagegen deren ausgeglichene Werte, so können wir die Reihe der Vorzeichen der Differenzen $Q_i - \bar{Q}_i$ dem Kriterium von HELMERT unterwerfen. Bei wiederum $\sqrt{n-1} = \pm 7.88$ ergibt sich $f-w = -2$. Demnach wäre zu schliessen, dass mit der vorgenommenen Ausgleichung der durch meteorologische Zusammenhänge im grossen, sowie durch die Änderung des Risiko-Kollektivs bedingte Trend der Hagelschadenkurve ziemlich gut erfasst ist. Wir können auch hier für die jährliche relative Abweichung vom ausgeglichenen Wert

$b_i = \frac{Q_i - \bar{Q}_i}{\bar{Q}_i}$ (siehe Kolonne V) die Streuung bezüglich der Ausgleichungskurve nach

der Formel $\sigma = \sqrt{\frac{b_i^2}{n-1}}$ berechnen. Die numerische Auswertung ergibt $\sigma = \pm 0.426$. Der Vergleich der unausgeglichenen mit den ausgeglichenen Werten ergibt, dass

42 der Abweichungen, d. h. $66\frac{2}{3}\%$ innerhalb dem einfachen σ ,

60 der Abweichungen, d. h. $95\frac{1}{4}\%$ innerhalb dem doppelten σ , und

63 der Abweichungen, d. h. alle innerhalb dem dreifachen σ liegen.

Die Verteilung ist nur unwesentlich positiv asymmetrisch. Es scheint demnach, dass die durch die fortschreitenden Frontgewitter verursachte Wahrscheinlichkeitsansteckung des Hagelrisikos doch weitgehend durch den von Lokalgewittern bedingten Hagelschlag verwischt wird.

Auf Grund der vorstehenden Ergebnisse wäre es naheliegend, die theoretisch notwendige minimale Sicherheits- resp. Schwankungsreserve in der schweizerischen Hagelversicherung technisch zu bestimmen, in Höhe beispielsweise der drei- bis vierfachen mittleren Abweichung σ , bezogen auf den letztfestgestellten ausgeglichenen Wert des jährlichen Schadenquotienten.

Verschiedentlich schon wurde der Meinung Ausdruck gegeben, dass die Intensität des Hagelschlages im Zusammenhang stehe mit der Sonnentätigkeit, als deren sichtbares Merkmal insbesondere die Sonnenflecken gelten. Verfasser hat über Mutmassungen und Ergebnisse diesbezüglicher Untersuchungen andernorts be-

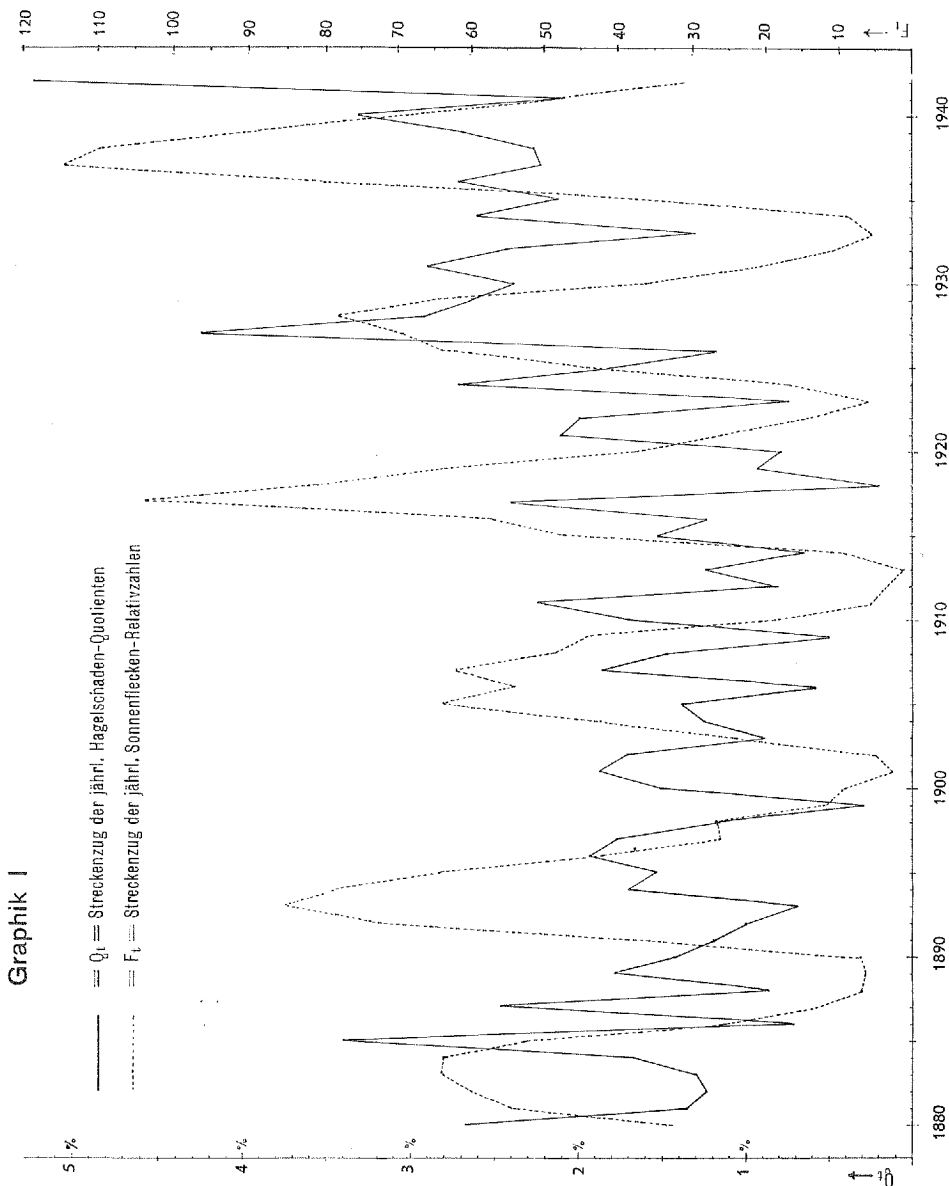
reits berichtet.⁴⁾ Hier sei insbesondere auf die Versuche von MYSLIVEC⁵⁾ hingewiesen, die jährlichen Hagelschadenquotienten direkt mit den durchschnittlichen Sonnenflecken-Relativzahlen der Beobachtungsjahre in Korrelation zu setzen. Nach ihm ergibt z. B. die Zeitreihe der jährlichen Schadenquotienten der französischen Hagel-Versicherungsgesellschaften 1880—1933 mit der bezüglichen Reihe der Sonnenflecken-Relativzahlen einen Korrelationskoeffizienten von $r = 0.351 \pm 0.13$. MYSLIVEC hat noch für andere Gebiete ähnliche Untersuchungen durchgeführt, jedoch mit geringerem Erfolg. Dabei kann man sich fragen, ob der genannte Korrelationskoeffizient von 0.351 hinreichend ist, um eine direkte Abhängigkeit zwischen Hagel- und Sonnentätigkeit als sehr wahrscheinlich darzutun. MYSLIVEC glaubt dies bejahen zu dürfen. Es ist aber doch daran zu erinnern, dass bei einer Beobachtungsreihe von $n = 46$ Wertepaaren, wie hier vorliegend, ein Korrelationskoeffizient von 0.351 noch ganz im Bereich des Zufälligen liegt; das Tafelwerk von KOLLER⁶⁾ gibt für 46 Beobachtungspaare (d. h. für $n' = n - 2 = 44$ Freiheitsgrade) einen Zufallshöchstwert des Korrelationskoeffizienten von $r = 0.442$. — Interessenthaler haben wir nun auch für die Reihe der schweizerischen Hagelschadenquotienten (Kolonne I der tabellarischen Zusammenstellung) und die durchschnittlichen Sonnenflecken-Relativzahlen der entsprechenden Jahre [Kolonne VI der Zusammenstellung⁷⁾] den Korrelationskoeffizienten errechnet, wobei sich $r = 0.141 \pm 0.123$ ergab. (Die Kolonnen II und VI der Zusammenstellung liefern einen Korrela-

⁴⁾ Siehe «Assekuranz-Jahrbuch», Band 62, S. 41 ff.

⁵⁾ V. MYSLIVEC, «Beitrag zur Theorie der Hagelversicherung», Blätter für Versicherungsmathematik, 3. Bd., 11. Heft, 1936.

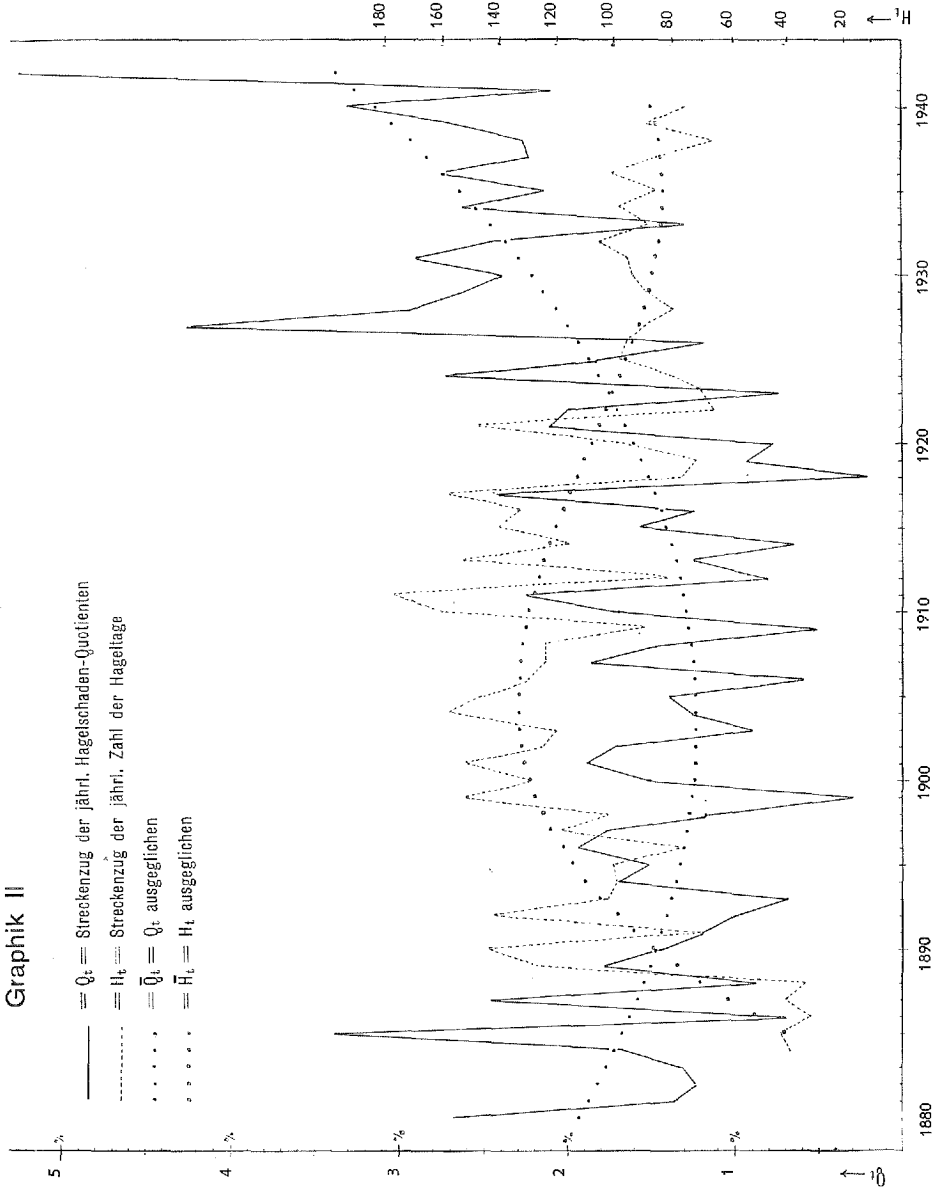
⁶⁾ S. KOLLER, «Graphische Tafeln zur Beurteilung statistischer Zahlen», Verlag Steinkopf, Leipzig 1940.

⁷⁾ Entnommen aus W. BRUNNER, «Tables on sunspot-frequency for 1749—1938», Terrestrial Magnetism and Atmospheric Electricity, Sept. 1939; ergänzt durch Mitteilungen der Eidgenössischen Sternwarte.



tionskoeffizienten von $r = 0.136 \pm 0.124$). Nachdem es sich um eine Reihe von 63 Beobachtungsjahren handelt, beträgt der Zufallshöchstwert des Korrelationskoeffizienten $r = 0.372$. Von einem Zusammenhang zwischen Hagelschadenhöhe und Sonnenflecken kann somit in bezug auf die schweizerischen Verhältnisse nicht die Rede sein.

Man kann allerdings den Einwand erheben, dass man nicht den Hagelschadenquotienten eines Jahres direkt mit der durchschnittlichen Sonnenflecken-Relativzahl des gleichen Jahres in Beziehung setzen dürfe. In der Tat wird ja von manchen Autoren der Hagelcharakter eines Jahres auch in Beziehung gebracht zur Tempera-



tur des vorangehenden Winters, und der Witterungscharakter des Winters seinerseits soll von der Sonnentätigkeit beeinflusst sein.⁸⁾ Wenn dies zutrifft, so müsste sich bei Zuordnung von entsprechend verschob-

benen Wertepaaren der Zeitreihen der Hagelschadenquotienten und der Sonnenflecken-Relativzahlen ein höherer Korrelationskoeffizient ergeben. Wir haben entsprechende Versuche erfolglos durchgeführt. Dass dem kaum anders sein dürfte, leuchtet auch ohne weiteres bei Betrachtung der ersten der beiden angefügten graphischen

⁸⁾ Siehe Assekuranz-Jahrbuch, Bd. 62, S. 37 ff.

Darstellungen ein. (Bei Einzeichnung des Streckenzuges der Sonnenflecken-Relativzahlen wurde das Massverhältnis so gewählt, dass ihr Mittel aus dem Beobachtungszeitraum 1876—1942, d. h. aus sechs vollen Perioden, gleich ist dem Mittel M der Hagelschadenquotienten.) Wenn übrigens ein funktionaler Zusammenhang zwischen Sonnenflecken und Hagelschadenhöhe bestehen würde, sei es ohne oder mit Phasenverschiebung, so müsste sich die ca. elfjährige Periode des Sonnenflecken-Streckenzuges auch in der Hagelschadenkurve bemerkbar machen. Wir haben die schweizerische Hagelschadenkurve mit Hilfe der FUHRICH'schen Autokorrelationsmethode⁹⁾ analysiert, aber mit eindeutig negativem Resultat; eine versteckte periodische Schwankung, die wesentlich verschieden wäre von den zufälligen Oszillationen, liess sich nicht herauschälen. Diese Feststellungen gelten, wie wir betonen möchten, für das schweizerische Beobachtungsmaterial. Wir haben eingangs bereits erwähnt, dass das Einzugsgebiet der Schweiz jedenfalls zu klein ist, um allenfalls bestehende kosmische Zusammenhänge sichtbar werden zu lassen. Ausserdem ist auch möglich, dass die namhaft gemachten Zusammenhänge nur für Hagelschläge der Frontgewitter gelten, und dass sie hierzulande zufolge der Häufigkeit lokaler Wärmegewitter überdeckt werden.

Nachdem — wie bereits gesagt — die Statistiken der Hagel-Versicherungsgesellschaften kein vollständiges Bild der Hageltätigkeit vermitteln können, scheint es gegeben, auch die in den Annalen der Schweizerischen Meteorologischen Zentralanstalt enthaltenen Aufzeichnungen beizuziehen. Über die Intensität des Hagelschlages können wir nur sehr bedingten Aufschluss erhalten. Wohl besteht eine seit 1884 jährlich wiederkehrende Tabelle über die Hagelschläge mit Forst- und Flurschäden. Diese Tabelle wurde aber im Verlaufe der Zeit nach verschiedenen Gesichtspunkten aufgemacht: Ursprünglich nach Zahl der Hagelschläge, dann nach Zahl der betroffenen Bezirke in den einzelnen Kantonen, seit 1898 nach Zahl der betroffenen Gemeinden bei Tagen mit erheblichem Hagelschlag

und seit 1926 die Anzahl der überhaupt von Hagel betroffenen Gemeinden. So interessant diese Tabellen sind, können sie doch als Ausgangsmaterial für eine mathematisch-statistische Bearbeitung nicht in Frage kommen. Es bleibt jedoch noch die Möglichkeit offen, aus der seit 1884 bis 1930 detailliert geführten Gewitterbeobachtung mit Hilfe des dort gebrauchten Zeichens \blacktriangle für Hagelschlag die Zahl der jährlichen Hageltage auszuzählen. Seit 1930 fehlt allerdings die ausföhrliche Gewitterbeobachtung, dafür kann man sich auf die direkt angegebene Zahl der jährlichen Hageltage stützen, die seit 1925 an Stelle der früher aufgeföhrten Zahl der Tage mit erheblichem Hagelschlag getreten ist. Dass wir auch so nicht eine ganz einwandfreie Statistik erhalten werden, geht u. a. schon daraus hervor, dass in jenen Jahren, in welchen die Annalen die Zahl der Hageltage auch noch getrennt von der detaillierten Gewitterbeobachtung angeben (1925—29), die Zahlen der jährlichen Hageltage nach den beiden Quellen nicht übereinstimmen. In Kolonne VII der Zusammenstellung am Schluss ist die jährliche Zahl der Hageltage (H_i) tabelliert. (Die Angaben der Jahre 1884—89 sind offensichtlich etwas suspekt.) Man muss sich bewusst sein, dass hier auf Umfang und Intensität der Hagelschläge absolut keine Rücksicht genommen ist. Das Kriterium von HELMERT, angewandt auf die Vorzeichenreihe der Abweichungen vom Mittelwert (104 Hageltage), liefert hier $f - w = 40 - 16 = 24$, bei $\sqrt{n-1} = \sqrt{56} = \pm 7.5$. Nachdem also die Differenz zwischen Vorzeichenfolgen und -wechsel wesentlich grösser ist als die für zufällige Verteilung derselben zulässige mittlere Abweichung von Null, muss jedenfalls eine nicht zufällige zeitliche Änderung der Hageltendenz vorliegen. Um diese zeitliche Tendenz besser zu erkennen, wurde eine Ausgleichung nach dem erwähnten LORENZ'schen Verfahren vorgenommen, die betreffenden Werte (\bar{H}_i) sind in Kolonne VIII hiernach aufgeföhrte. Die Zahlreihen der beiden Kolonnen VII und VIII sind auch in der zweiten graphischen Darstellung enthalten, wobei der Maßstab wieder so gewählt wurde, dass die Mittelwerte der Kolonnen I und VII zusammenfallen.

Wir haben nun versucht, die Reihe der Zahl der Hageltage mit den andern Zeit-

⁹⁾ Siehe z. B. «Meteorologische Zeitschrift» September 1935.

reihen unserer tabellarischen Zusammenstellung in Beziehung zu setzen. Interessehalber wurde auch hier der Korrelationskoeffizient mit der Kolonne der Sonnenflecken-Relativzahlen bestimmt, mit ebenfalls ungünstigem Resultat; es ergab sich $r = -0.147 \pm 0.130$. Es bleibt allerdings die Frage offen, ob sich eine funktionale Beziehung zwischen Sonnentätigkeit und Zahl der Hageltage vielleicht doch nachweisen liesse, wenn bei der Zählung der Hageltage die aus lokalen Wärmegewittern verursachten ausgeschlossen werden könnten, in der Weise, dass nur die von Hagelschlag begleiteten eigentlichen Frontgewittertage gezählt würden. Wir müssen es dem zünftigen Meteorologen zur Entscheidung überlassen, ob die Aufstellung einer solchen Statistik sich ermöglichen lässt.

Die Reihen der Hagelschadenquotienten (Kolonne I) und der Zahl der Hageltage (Kolonne VII) miteinander in Korrelation gesetzt, ergeben $r = -0.203 \pm 0.127$. (Kolonne II mit Kolonne VII ergibt $r = -0.008 \pm 0.132$). Es ist an und für sich nicht verwunderlich, dass die beiden Reihen nicht parallel gehen. Manche Hagelschläge zählen, wie erwähnt, für die Versicherung überhaupt nicht, nicht nur, wenn nicht versichertes Gebiet verhagelt wird, sondern auch dann nicht, wenn der Hagel in die Zeit vor Aussaat oder nach der Ernte fällt. Sodann aber zählt in der Statistik der Zahl der Hageltage ein einzelner kleiner, örtlich begrenzter Hagelfall ebenso wie ein grosser Strichhagel als ein Hageltag, in der Statistik des Hagelschadens aber ist die Wirkung extremal verschieden. Es kann nicht wirkungslos bleiben, dass die eine Statistik die Intensität nicht, die andere sie aber als wesentlich erfasst. Interessant ist jedenfalls der Umstand, dass wenn man trotz des kleinen Korrelationskoeffizienten doch eine Beziehung mutmassen wollte, diese gegenläufig wäre. Tatsächlich findet man die Ansicht vertreten, dass Gewitterhäufigkeit und Hagelschaden im allgemeinen in umgekehrtem Verhältnis zueinander stehen¹⁰⁾, immerhin sind sich die Mitteilungen der verschiedenen Autoren in diesem Punkte widersprechend.

Für die Schweiz scheinen die ausgeglichenen Reihen (Kolonne IV und Kolonne VIII) die im ganzen gegenläufige Bewegung von Hagelschaden und Zahl der Hageltage zu bestätigen. Wenn wir annehmen, dass die ursprünglichen Reihen (Kolonne I und VII) sich aufbauen aus einer charakteristischen Grundkurve und aus Schwankungen um dieselbe, so kann in Ermangelung anderer Kenntnisse die ausgeglichene Reihe als Repräsentant der Grundkurve angenommen werden. Was insbesondere die Reihe der Zahl der Hageltage anbelangt, wäre die Grundkurve als durch die jeweilige meteorologische Gesamtlage bedingt anzusehen, von welcher die empirische Kurve zufolge lokaler Einflüsse abweicht. — Im ganzen genommen könnte man die Beziehung also auf die einfache Formel bringen «Viel Hageltage, wenig Hagelschaden», welche Aussage durch den Korrelationskoeffizienten der beiden ausgeglichenen Reihen von $r = -0.575 \pm 0.089$ gestützt wird. Demnach wäre die Entwicklung der Schadenquotienten der schweizerischen Hagel-Versicherung — entgegen der vom Verfasser vor Durchführung dieser Untersuchung geäusserten Ansicht¹¹⁾ — in der Hauptsache doch meteorologisch bedingt. Ein gewisser Vorbehalt ist immerhin anzubringen; die graphische Darstellung zeigt für die Kurve der Zahl der Hageltage in den letzten Jahren deutlich die Tendenz des Wiederanstieges, bei der Kurve der Hagelschadenquotienten ist aber eine Umkehr zum Abstieg nicht zu bemerken. Es ist aber sehr wohl möglich, dass dies mit den Auswirkungen der in die Vorkriegs- und Kriegszeit fallenden Anbaumassnahmen im Zusammenhang steht; es kann als ziemlich sicher angenommen werden, dass bei der zufolge der Anbauschlacht sich ergebenden Volumenzunahme des Hagelversicherungsgeschäftes insbesondere die Versicherungsdichte in den hagelgefährdeten Gebieten zugenommen hat, was auf den Schadensatz nicht ohne Einfluss bleiben konnte. Eine volle Klärung dieser Frage wird erst nach geraumer Zeit erfolgen können.

¹⁰⁾ Siehe «Assekuranz-Jahrbuch», Bd. 62, Seite 42.

¹¹⁾ Siehe «Assekuranz-Jahrbuch», Bd. 62, Seite 51.