

Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen = Swiss forestry journal = Journal forestier suisse
Herausgeber: Schweizerischer Forstverein
Band: 142 (1991)
Heft: 2

Artikel: Zum Zusammenhang zwischen Kronenschäden und Windfallholzanteil
Autor: Lätt, Niklaus
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-766451>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. [Voir Informations légales.](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 13.03.2025

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

Zum Zusammenhang zwischen Kronenschäden und Windfallholzanteil

Von Niklaus Lätt

Oxf.: 421.1:48

1. Zweck der Publikation

Dem Verfasser, der Praktiker ist und bereits im vierten Jahrzehnt denselben Wald bewirtschaftet, fiel auf, dass im Verlauf der 80er Jahre Windfälle vermehrt an unerwarteten Orten auftraten, auch Tannen sowie ganz besonders Buchen und Eichen betrafen, und dass die geworfenen Bäume mit schlechtem Wurzelwerk häufig auch Kronenschäden erkennen liessen. Die Hypothese, dass Kronenschädigungen und Schäden an den Wurzeln zusammenhängen und dass deshalb Bäume, die im Sinne der Klassifikation der sogenannten neuen Waldschäden stärker geschädigt erscheinen, vermehrt windfallgefährdet sind, wird oft geäussert. Sie wurde mit den Daten, die über die beiden grössten Windfalljahre 1967 und 1989/90 vorliegen, überprüft. Kurzgefasst, kann als Ergebnis festgehalten werden:

- 1967 war der Windfallanteil am Vorrat in den tieferen Lagen am höchsten, er nahm mit zunehmender Höhe über Meer signifikant ab und stieg mit zunehmendem Mittelstamm des stehenden Vorrates signifikant an; es bestand kein Zusammenhang mit der Intensität der Kronenschäden, wie sie 1984 ermittelt wurden;
- 1990 besteht derselbe, gesicherte Zusammenhang mit der zunehmenden Höhe ü.M., die Beziehung zum Mittelstamm ist wohl erkennbar, aber nicht mehr signifikant, der engste Zusammenhang besteht zwischen zunehmender Schadensintensität und zunehmendem Windfallholzanteil, er ist hoch signifikant.

Das bestätigende Ergebnis, obwohl nur aus einem engen Bereich des Schweizer Mittellandes stammend, erscheint dem Verfasser wegen seiner deutlichen Aussage der Veröffentlichung wert, um Praxis und Forschung zu ähnlichen Beobachtungen und Auswertungen anzuregen. Sollten sich anderorts ähnliche Ergebnisse zeigen, so könnten diese wohl auch dort auf die forstliche Betriebsplanung Einfluss haben.

2. Grundlagen

In der Forstverwaltung Lenzburg (Ortsbürgergemeinden Lenzburg, Ammerswil, Niederlenz und Othmarsingen, mit zusammen rund 1000 ha Waldfläche, Hiebsatz 9,3 Fm/ha Jahr) ist seit mehreren Wirtschaftsplanabschnitten die Vollkluppierung (in 4-cm-Stufen ab 16 cm Brusthöhendurchmesser) und die Stehenderfassung der Nutzung eingeführt. Die Auswertung erfolgt getrennt nach Fichte, Tanne (und Douglasie), Föhre, Lärche, Weymouthsföhre beim Nadelholz sowie Buche, Eiche und übrige Laubhölzer beim Laubholz, für die Stärkeklassen I (BHD 18 und 22), II (26, 30, 34), III (38, 42, 46, 50) und IV (BHD > 52 cm). Der Wald ist in insgesamt 89 Abteilungen eingeteilt, die getrennt erfasst werden und übrigens teilweise seit dem Wirtschaftsplan 1850 unverändert geblieben sind, weshalb für diese Abteilungen lückenlose Nutzungskontrollen für die letzten 139 Jahre existieren.

Bei der Kontrollmethode werden auch die Zwangsnutzungen (nach Ursachen getrennt) aufgenommen, eingeschlossen die Windfallholzmengen, die 1967 (23. Februar, 28. Februar und 13. März) und 1989 (16. August)/1990 (27. Februar) den bisher höchsten verzeichneten Stand erreichten:

Tabelle 1. Übersicht.

		<i>Stärkeklasse</i>				<i>Total</i>
		<i>I</i>	<i>II</i>	<i>III</i>	<i>IV</i>	<i>sv</i>
Vorrat 1967	gesamt	35 699	68 604	110 327	102 537	317 167
	per ha	36	70	112	104	322
	in %	11	22	35	32	100
Windfall 1967	gesamt	428	1 284	4 541	5 688	11 941
	per ha	—	1	5	6	12
	in ‰ d.Vorr.	12	19	41	55	38
Vorrat 1990	gesamt	31 888	51 501	95 391	154 514	333 294
	per ha	32	52	97	157	338
	in %	10	15	29	46	100
Windfall 1990	gesamt	359	1 060	3 551	9 170	14 140
	per ha	—	1	4	9	14
	in ‰ d.Vorr.	1	21	37	59	42

Die Schadenereignisse 1967 und 1989/90, die in *Tabelle 1* manche Ähnlichkeiten erkennen lassen, unterscheiden sich durch das Schadenmuster und den Laubholzanteil am Fall- und Bruchholz. Der wesentliche Teil der Windfallholzmenge 1967 betraf Flächenwürfe in Nadelholzbeständen im Lenzhard (Lenzburg und Niederlenz). Der Gewittersturm vom 16. August 1989 wirkte sich ebenfalls im Lenzhard aus, wie auch der Westwindsturm vom 27. Februar 1990, aber in Form von mehr oder weniger konzentrierten Streuwürfen. Zudem wurden 1990 auch andere, bisher nicht sturmgefährdete Gebiete unserer Forst-

verwaltung arg gebeutelt, so überraschenderweise auch vom Wind abgekehrte Nordosthänge mit hohem Tannenanteil. Nach bereits im letzten Jahrzehnt gemachten Erfahrungen kamen zwar die Flächenwürfe von Buchen im Brand/Othmarsingen nicht ganz unerwartet, waren jedoch für den Wirtschaftler mit ein Anlass, um eine Lagebeurteilung vorzunehmen und die waldbaulichen Entschlüsse auf ihre weitere Tauglichkeit hin zu überprüfen!

Im Zusammenhang mit den *neuartigen Waldschäden* ist — weil es offensichtlich plausibel ist — verschiedentlich vermutet oder behauptet worden, diese würden unter anderem vermehrte Windfallgefährdungen zur Folge haben, denn man stellt in der Praxis oft eine Korrespondenz zwischen schlechtem Wurzel- und schlechtem Kronenzustand fest. Um diesem Problem nachzugehen, verwenden wir die von Ch. Dürr aufgrund von Infrarot-Luftbildern (September 1984) flächendeckend für unsere ganze Forstverwaltung erstellte Waldschadenskarte. Sie enthält für jeden ausgeschiedenen Bestand den %-Anteil der geschädigten Bäume (alle Baumarten). In unserem Zusammenhang noch interessanter ist die ebenfalls ermittelte Schadensintensität, als Durchschnittswert der Bestockung jedes ausgeschiedenen Bestandes.

3. Auswertung

Für jede der 89 Abteilungen wurde die durchschnittliche Schadensintensität, die vorherrschende Exposition, die mittlere Höhe über Meer und die hauptsächlich vorkommende Pflanzengesellschaft (als ordinaler Weiser für die Ertragsfähigkeit des Standortes) ermittelt. Aus den Aufnahmeprotokollen der Windwürfe standen für jede Abteilung, getrennt nach den neun Baumarten (beziehungsweise -gruppen), pro 4-cm-Stufe die Anzahl der geworfenen oder gebrochenen Bäume zur Verfügung, womit die jeweilige Tarif-Holzmasse errechnet wurde. Die in gleicher Weise gegliederten Vorratsangaben stammen aus den Holzmassenermittlungen der vier gemeindeweisen Wirtschaftsplanrevisionen, welche den Windwürfen vorangingen. Für die 89 Abteilungen, getrennt nach je neun Baumarten, wurden jeweils 82 Variablen erfasst beziehungsweise als Hektardurchschnitte oder Prozentanteile gerechnet. Die Auswertungen basieren somit auf rund $6 \cdot 10^4$ Einzeldaten.

Die Wahl der Holzmasse als Vergleichsargument zwischen Vorrat und Windfall, und nicht der entsprechenden Stammzahl, erfolgt aus dem Grunde, weil der Windfall als räumlich wirkendes Ereignis begriffen wird, was die Verwendung des dreidimensionalen Volumens der Bäume impliziert. Das Volumen ermöglicht stärkeklassenweise und gesamthafte Zusammenfassungen. Stammzahlweise Berechnungen hätten in über dreissig 4-cm-Stufen getrennt erfolgen müssen. Mit der Verwendung des Volumens wird der Veränderung in der Zusammensetzung des Holzvorrates zwischen 1967 und 1990 Rechnung ge-

tragen (vgl. *Tabelle 1*). Weil der Windfallanteil mit ansteigender Stärkeklasse zunimmt, wird das Älter-, beziehungsweise Stärkerwerden des Waldes in der Auswertung mitberücksichtigt.

Von den Stürmen 1967 und 1989/90 sind uns fast keine, lokal gültigen meteorologischen Daten bekannt. Wir wissen, dass sie alle stark böig auftraten, 1967 und 1990 aus Richtung West-Nordwest und am 16. August 1989 aus Richtung Nord-Nordwest wirkten. Wir sehen ein gesamthaft (in der Holzmenge) vergleichbares Windfallholzergebnis und gehen bei den Auswertungen deshalb davon aus, dass sie ähnlich auf den Wald eingewirkt haben.

Die Speicherung und Verarbeitung der Daten erfolgte auf dem Atari ST. Nebst eigenerstellten Programmen wurden gängige Statistikprogramme verwendet, so ST-Statistik von Scilab und Wistat mit Regression ST. Besonders hilfreich waren die vielfältigen Programmierungsmöglichkeiten des Almo-Systems, das heisst des von Prof. Dr. K. Holm, Universität Linz, entwickelten Allgemeinen Linearen Modells. Für wertvolle Kritik und Ratschläge dankt der Verfasser den Herren PD Dr. P. Schmid-Haas, Dr. P. Greminger und Prof. Dr. K. Eiberle von der Eidgenössischen Forschungsanstalt für Wald, Schnee und Landschaft (WSL), Birmensdorf.

4. Ergebnisse

4.1 Windfallanteile

Für alle Baumarten gesamthaft zeigen die Windfälle 1967 und 1990 das gewohnte Bild: Der Windfallanteil am Vorrat steigt mit zunehmender Stärkeklasse. Der Windfallanteil der Weymouthsföhre hat 1990 gegenüber 1967 signifikant abgenommen; diese Baumart ist allerdings unregelmässig verteilt und nur in einem Drittel aller Abteilungen vorhanden. Auffallend ist hingegen die hochsignifikante Vervierfachung im Windfallanteil der Buche. Auch die Verdoppelung des Windfallanteils bei den übrigen Laubbaumarten ist statistisch hoch gesichert. Wie aus der *Tabelle 2* im weiteren hervorgeht, steht in unserer Forstverwaltung die Fichte bezüglich Windfallanteil am stehenden Vorrat bei beiden Grossereignissen erst an dritter Stelle. Die Reihenfolge lautet:

1967: Wy 121, Ta 77, Fi 59, Fö 55, Lä 15, Bu 11, übrige Lbh 9, Ei 5‰ des Vorrates

1990: Ta 71, Wy 61, Fi 56, Bu 48, Fö 33, Lä 21, übrige Lbh 20, Ei 13‰ des Vorrates

Weil für die Gesamtmenge aller Baumarten zwischen 1967 und 1990 kein Unterschied feststeht (ausgenommen in der bei Windfallereignissen aber nicht ins Gewicht fallenden Stärkeklasse I, BHD 18 und 22), ist der Verfasser der Ansicht, die Kluppierungsprotokolle der beiden Windfalljahre stellten ein geeig-

Tabelle 2. Stärkeklassenweiser Windfallanteil, in Promille des Vorrates.

Baumart	Jahr	Stärkeklassen				Gesamt
		I	II	III	IV	
Gesamt	67	12 **	19	41	55	38
	90	1	21	37	59	42
Fichte	67	22 *	39	63	72	59
	90	2	28	48	74	56
Tanne	67	20	36	69	149	77
	90	2	35	72	103	71
Föhre	67	0	24	70	43	55
	90	2	20	39	32	33
Lärche	67	0 **	9 **	17	15	15
	90	1	24	22	22	21
Wey'Fö	67	8 **	84	127 **	124	121 **
	90	1	14	52	67	61
Buche	67	8	7 **	9 **	22 **	11 **
	90	1	16	31	102	48
Eiche	67	6	5	4 *	6	5
	90	0	10	13	14	13
Übr. Lbh	67	8	8 *	11 **	10 **	9 **
	90	1	16	24	34	20

* Unterschied signifikant / ** hochsignifikant (bei zweiseitiger Fragestellung)

netes Material für detailliertere, vergleichende Untersuchungen dar. Solche drängen sich doch angesichts der extrem starken Zunahme des Windfallholzanteils am Vorrat bei der Buche und den übrigen Laubhölzern direkt auf (im Zeitpunkt der Windfälle 1967 und 1990 waren die Bäume im laublosen Zustand).

4.2 Ergebnisse für das Total aller Baumarten

Als denkbar mögliche Einflussvariablen auf den Windfallanteil am Vorrat wurden in einem mehrdimensionalen Modell in Form von univariaten Kovarianzanalysen untersucht:

1. die Exposition des Standortes (eben, N,E,S,W,). Die Exposition konnte jedoch nur als *nominale* Variable eingeführt werden;
2. die Ertragsfähigkeit des Standortes. Sie wurde, anhand der pflanzensoziologischen Kartierung, von arm-trocken zu nass-nährstoffreich als *ordinale* Variable eingeführt;

3. die mittlere Höhe über Meer der untersuchten Abteilung, als zweifelsfrei *quantitative* Variable;
4. die aus der Infrarotluftbilderinterpretation hervorgegangene Schadensintensität, die wir, der gängigen Praxis der Waldschadensforscher folgend, ebenfalls als *quantitative* Variable ins Modell übernehmen;
5. der Vorrat pro ha der einzelnen Abteilungen, als *quantitative* Variable.
6. der Zeitraum der letzten Durchforstung vor dem Windwurf bis zum Windwurfjahr, als *quantitative* Variable;
7. der Mittelstamm des Vorrates, als *quantitative* Variable;
8. für den Windfall 1989/90 die Mittelstamm-Differenz zwischen dem stehenden Vorrat von 1967 und demjenigen von 1990, als *quantitative* Variable;
9. baumartenweise der Vorratsanteil am Gesamtvorrat, als *quantitative* Variable.

Die Schadensintensität gibt den Stand vom September 1984 wieder. Wenn wir sie unverändert sowohl in das Modell für den Windfall 1989/90 wie für 1967 einführen, nehmen wir also hypothetisch an, sie sei 1990 noch gleich wie 1984 gewesen, und nehmen im weitern an, die 1984 festgestellten Kronenschäden hätten schon 1967 bestanden. Dies ist ja gelegentlich als Einwand gegen die Beobachtung neuartiger Waldschäden behauptet worden, und wir haben damit Gelegenheit, die Richtigkeit der Hypothese zu überprüfen, die sogenannten neuartigen Waldschäden seien nur übersehen worden, hätten aber in Wirklichkeit schon lange bestanden.

Weil für das durchschnittliche Alter des Vorrates in den einzelnen Abteilungen keine verlässlichen Angaben zu machen sind, führen wir an seiner Stelle die Mittelstamm-Differenz ein, und sind der Ansicht, damit auch ein Mass für das allfällige Älter-, beziehungsweise Jüngerwerden der Vorräte in die Modellrechnung für den Windfall 1989/90 einzuführen, welches entsprechende Resultate zeigen müsste, falls Unterschiede zwischen dem Windfall 1967 und dem Windfall 1989/90 auf eine Altersverschiebung zurückzuführen sind.

Für alle Baumarten zusammengenommen (die pro Abteilung eingeführte Schadensintensität bezieht sich ja auch auf alle interpretierten Baumarten), ergeben die vorstehend genannten Variablen, wobei die Streuungen und erklärten Streuungen als Varianzen standardisierter Variablen dargestellt sind, folgendes Bild:

	<i>Windfall 1967</i>	<i>Windfall 1990</i>
Wegen linearer Abhängigkeiten in der Modellrechnung eliminierte Variable (Choleskymatrix)	keine	keine
durch alle unabhängigen Variablen erklärte Streuung	0,3581	0,3851
multipler Korrelationskoeffizient	0,5984	0,6202
F-Wert für erklärte Streuung	4,3519	4,3846
Freiheitsgrade	df1 = 10, df2 = 78	df1 = 11, df2 = 77
Modell-Signifikanz (1-p)*100	99,9821%	99,9877%

Wichtigste Koeffizienten für die 6 bzw. 7 *quantitativen/ordinalen* Variablen aus der Kovarianzanalyse hinsichtlich der *abhängigen* Variablen Windfallanteil-Total:

Variable	Windfall 1967		Windfall 1990	
	part. Korrelation	Signifikanz	part. Korrelation	Signifikanz
Schadensintensität	-0,1165	69,65%	0,3881	99,95%
Höhe ü.M.	-0,3570	99,87%	-0,3796	99,93%
Mittelstamm	0,3409	99,79%	0,1600	84,11%
Jahre seit Durchforst.	-0,1843	89,81%	-0,0324	22,21%
Vorrat pro Hektare	0,0514	34,93%	-0,0997	61,82%
Ertragsfähigkeit d. Stand.	-0,0715	47,20%	-0,0108	7,77%
Mittelst.-Diff. 1990-67	-	-	-0,0019	1,19%

Wichtigste Koeffizienten der 0–1 kodierten Dummies der *nominalen* Variablen Exposition hinsichtlich der *abhängigen* Variablen Windfallanteil-Total:

Eben	0,0671	44,59%	-0,1008	62,35%
Nord	-0,1191	70,75%	0,1615	84,48%
Ost	0,0694	45,97%	0,1366	77,00%
Süd	0,0487	33,22%	-0,1983	92,01%
West	-0,0587	39,54%	-0,0925	58,25%

Das Modell mit den 7 beziehungsweise 8 unabhängigen Variablen Exposition, Ertragsfähigkeit, Höhe ü.M., Schadensintensität, Vorrat pro ha, letzte Durchforstung, Mittelstamm und Mittelstamm-Differenz und dem Windfallanteil am Vorrat als abhängige Variable, das insgesamt sowohl für den Windfall 1989/90 wie für den Windfall 1967 hochsignifikant ist und einen für mehrdimensionale Modelle hohen partiellen Korrelationskoeffizienten (0,6) aufweist, zeigt:

- keine Signifikanz für die nominale Exposition;
- keine Signifikanz für die ordinale Ertragsfähigkeit des Standortes;
- keine Signifikanz mit der Höhe des Hektarvorrates;
- für unseren Bereich Abnahme des Windfallanteils mit zunehmender Höhe über Meer (was einer alten, auch bei kleineren Windfällen gemachten Erfahrung entspricht);
- beim Windfall 1967 mit zunehmendem Mittelstamm ansteigenden Windfallanteil (was ebenfalls der Erwartung entspricht), beim Windfall 1989/90 ist diese Beziehung jedoch nicht mehr signifikant;
- 1967 eine scheinbare Tendenz, dass der Windfallanteil mit kürzer werdendem Zeitraum zwischen letzter Durchforstung und Windfall zunimmt, die jedoch (mit 90%) knapp nicht mehr signifikant ist und 1990 klar ausser Betracht fällt;
- und, besonders auffallend, der hochsignifikante Einfluss der Schadensintensität beim Windfall 1989/90:
Je mehr 1984 die Kronen geschädigt waren, desto höher war 1989/90 der gesamte Windfallanteil am Vorrat der betreffenden Abteilung;

für 1967 ergab sich dagegen kein solcher Zusammenhang (in der Tendenz wäre die Beziehung sogar reziprok).

In diesem letztgeschilderten Zusammenhang liegt nach Auffassung des Verfassers der wesentliche Unterschied in den Auswirkungen der Stürme von 1967 und 1989/90 begründet (bezüglich Schadensbild, Ort, Konzentration des Anfalls, Baumartenanteil).

Im weitern kann zwar nicht belegt werden, dass die Kronen 1967 nicht schon in gleicher Intensität geschädigt waren wie im Herbst 1984, aber die beim Windfall 1989/90 eindeutig nachgewiesene steigende Windfallgefährdung mit steigender Schadensintensität 1984 bestand beim Windfall 1967 eindeutig noch nicht (Wurzelzustand?).

4.3 Darstellung einzelner unabhängiger Variablen

Nimmt man die unabhängigen Variablen aus dem mehrdimensionalen Modell heraus und stellt sie in einfacher Weise einzeln als lineare Regression auf den Windfallanteil am Vorrat dar, so lassen sich anschauliche Darstellungen gewinnen (Abbildungen 1 bis 6).

4.4 Ergebnisse mit 4 und 3 unabhängigen Variablen und der Schadensintensität allein

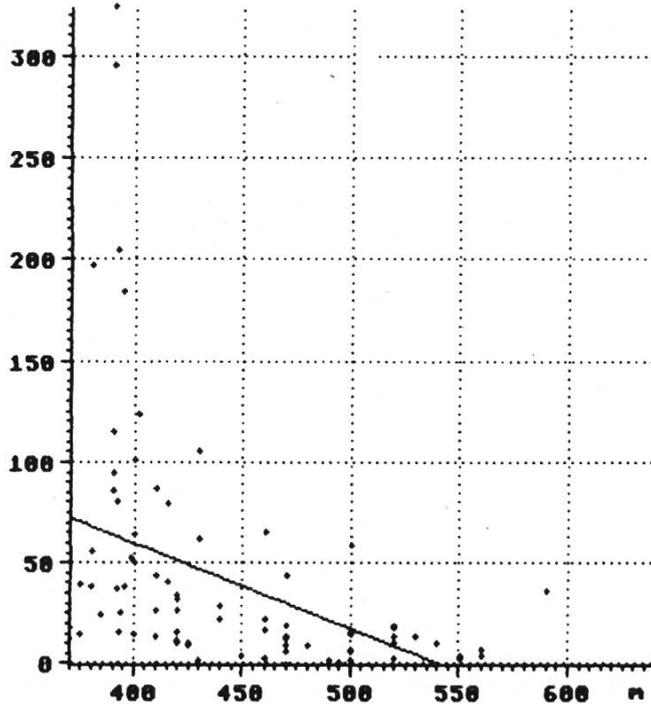
Regressionsrechnungen in einem Allgemeinen Linearen Modell mit zuerst vier und dann drei unabhängigen Variablen und der abhängigen quantitativen Variablen Windfallanteil am Vorrat bestätigen die im grössern Modell bestehenden Zusammenhänge:

Variable	Windfall 1967		Windfall 1990	
	part. Korrelation	Signifikanz	part. Korrelation	Signifikanz
Schadensintensität	-0,1355	78,63%	0,3957	99,99%
Höhe ü.M.	-0,4480	100,00%	-0,3719	99,95%
Mittelstamm	0,3986	99,99%	0,1512	83,53%
Durchforstung	-0,1485	82,75%	-0,0326	23,29%

Variable	Windfall 1967		Windfall 1990	
	part. Korrelation	Signifikanz	part. Korrelation	Signifikanz
Schadensintensität	-0,1898	92,17%	0,3946	99,99%
Höhe ü.M.	-0,4572	100,00%	-0,3713	99,95%
Mittelstamm	0,4165	100,00%	0,1511	83,76%

Windfallanteil 1967

Pronille



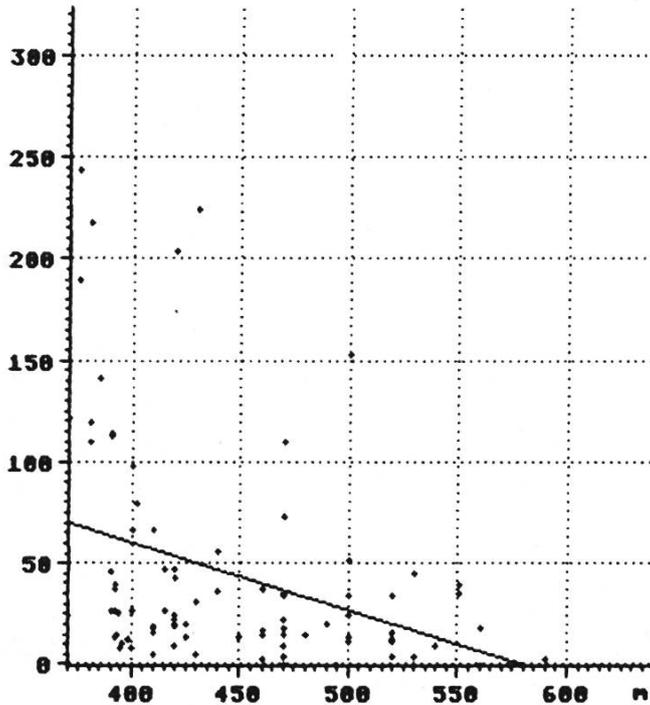
df1 = 1
df2 = 87
Korrelation
R = 0.415
Determin-Koeff.
= 0.172
F-Wert
= 18.110
Irrtumswahr-
scheinlichkeit
P < 0.0001

Höhe ü/M

Lineare Regression $y = 229 - 0.422 * x$

Windfallanteil 1990

Pronille



df1 = 1
df2 = 87
Korrelation
R = 0.356
Determin-Koeff.
= 0.126
F-Wert
= 12.598
Irrtumswahr-
scheinlichkeit
P = 0.0006

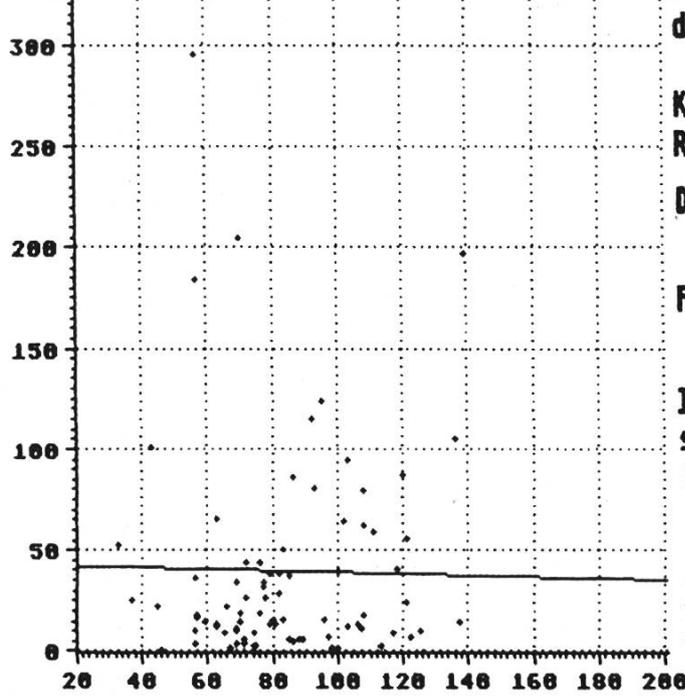
Höhe ü/M

Lineare Regression $y = 194 - 0.333 * x$

Abbildung 1. Zusammenhang Windfallanteil 1967/1990 mit Höhenlage.

Windfallanteil 1967

Pronille



df1 = 1
df2 = 87

Korrelation
R = 0,027

Determ-Koeff.
= 0,001

F-Wert
= 0,063

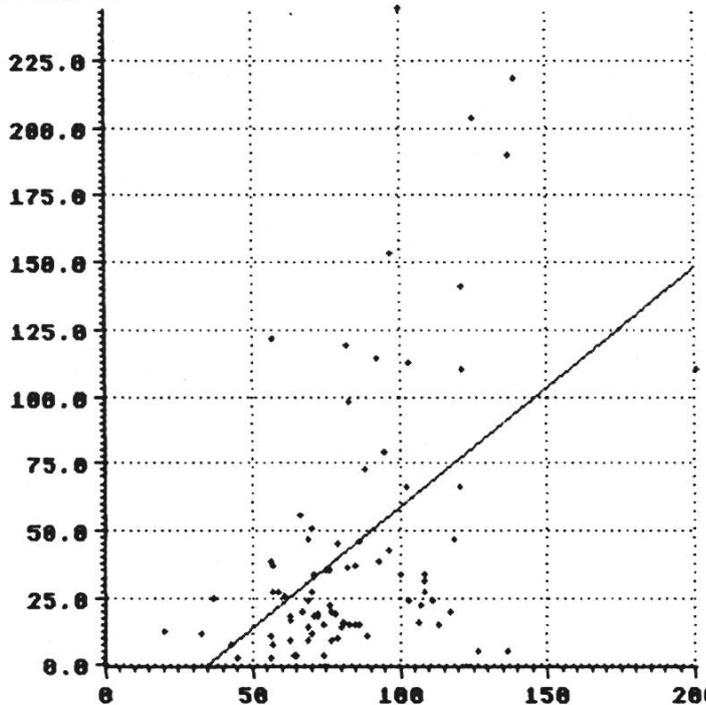
Irrtumswahr-
scheinlichkeit
P = 0,8039

Schadensinten-
sität 1984

Lineare Regression $y = 44 - 0,057 * x$

Windfallanteil 1990

Pronille



df1 = 1
df2 = 87

Korrelation
R = 0.452

Determ-Koeff.
= 0.204

F-Wert
= 22.286

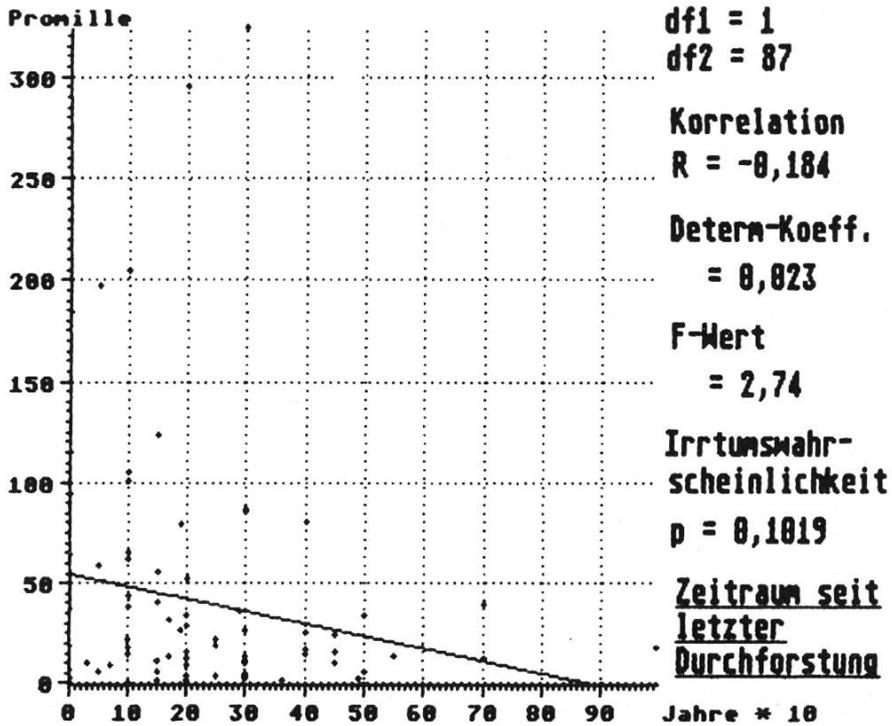
Irrtumswahr-
scheinlichkeit
P < 0.0001

Schadensinten-
sität 1984

Lineare Regression $y = -30 + 0.877 * x$

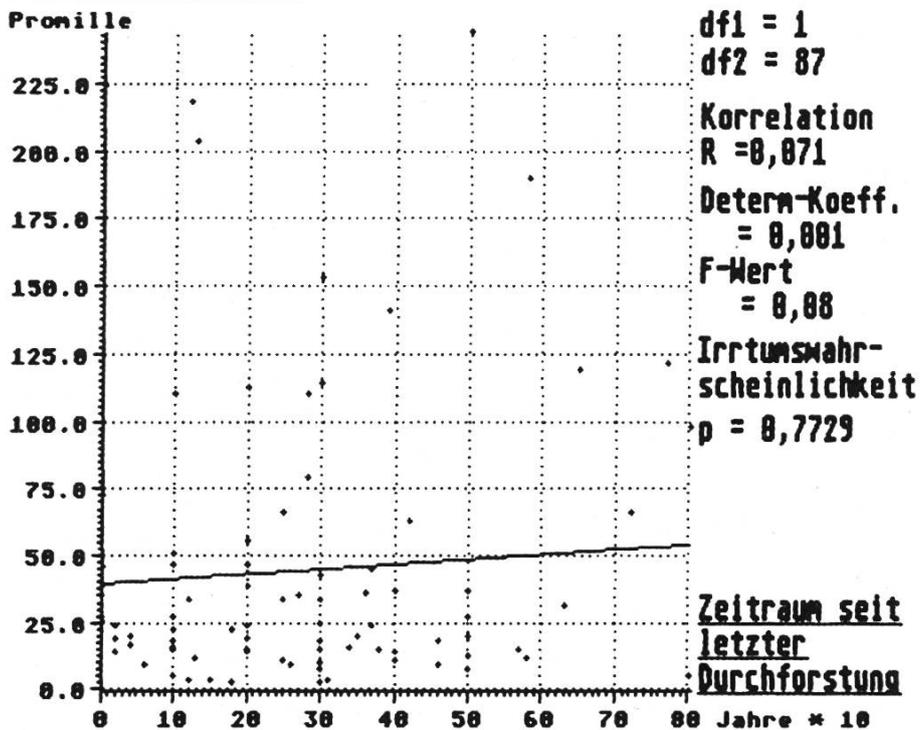
Abbildung 2. Zusammenhang Windfallanteil 1967/1990 mit Schadensintensität 1984.

Windfallanteil 1967



Lineare Regression $y = 55 - 0,62 * x$

Windfallanteil 1990

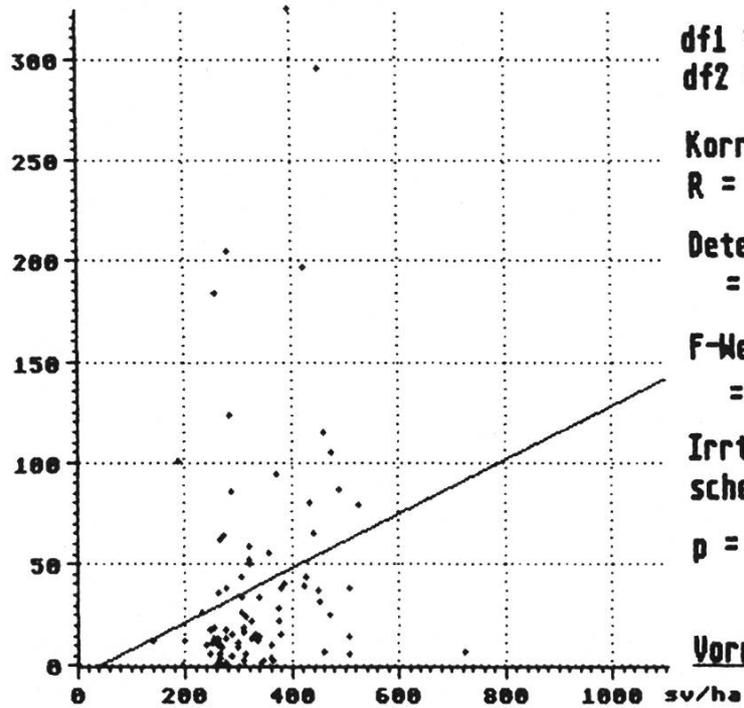


Lineare Regression $y = 39,9 + 0,183 * x$

Abbildung 3. Zusammenhang Windfallanteil 1967/1990 mit Zeitraum seit der letzten Durchforstung.

Windfallanteil 1967

Pronille



df1 = 1
df2 = 87

Korrelation
R = 0,217

Determ-Koeff.
= 0,0472

F-Wert
= 4,301

Irrtumswahr-
scheinlichkeit

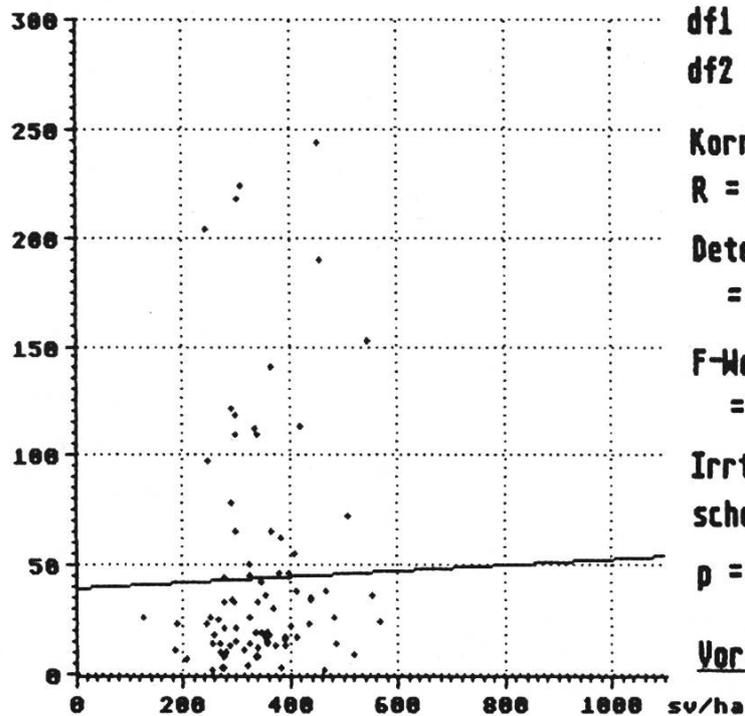
p = 0,0472

Vorrat pro ha

$$\text{Lineare Regression } y = -4,6 + 0,134 * x$$

Windfallanteil 1990

Pronille



df1 = 1
df2 = 87

Korrelation
R = 0,028

Determ-Koeff.
= 0,001

F-Wert
= 0,006

Irrtumswahr-
scheinlichkeit

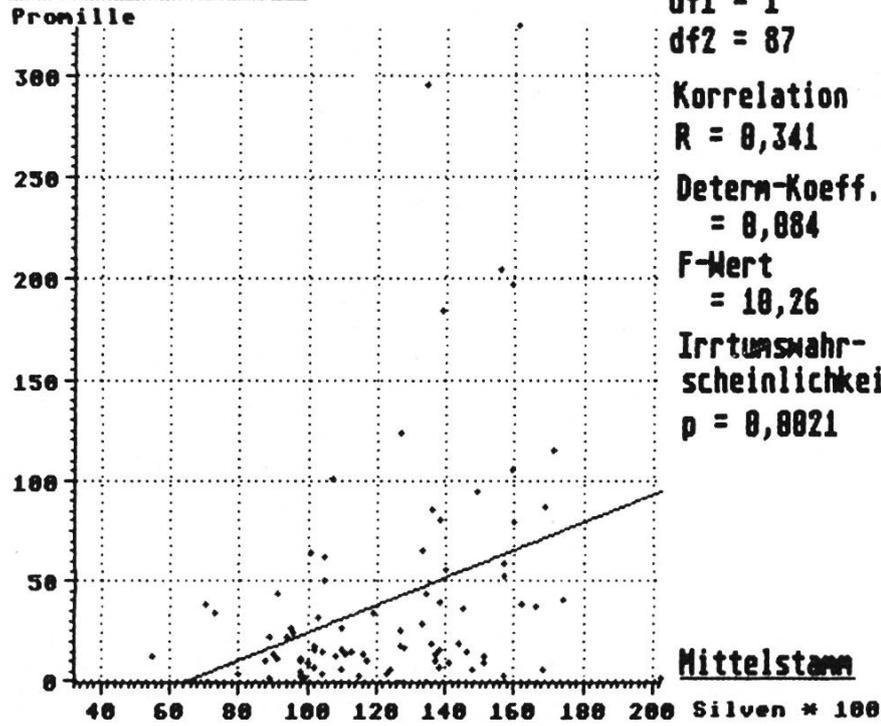
p = 0,7988

Vorrat pro ha

$$\text{Lineare Regression } y = 40 + 0,013 * x$$

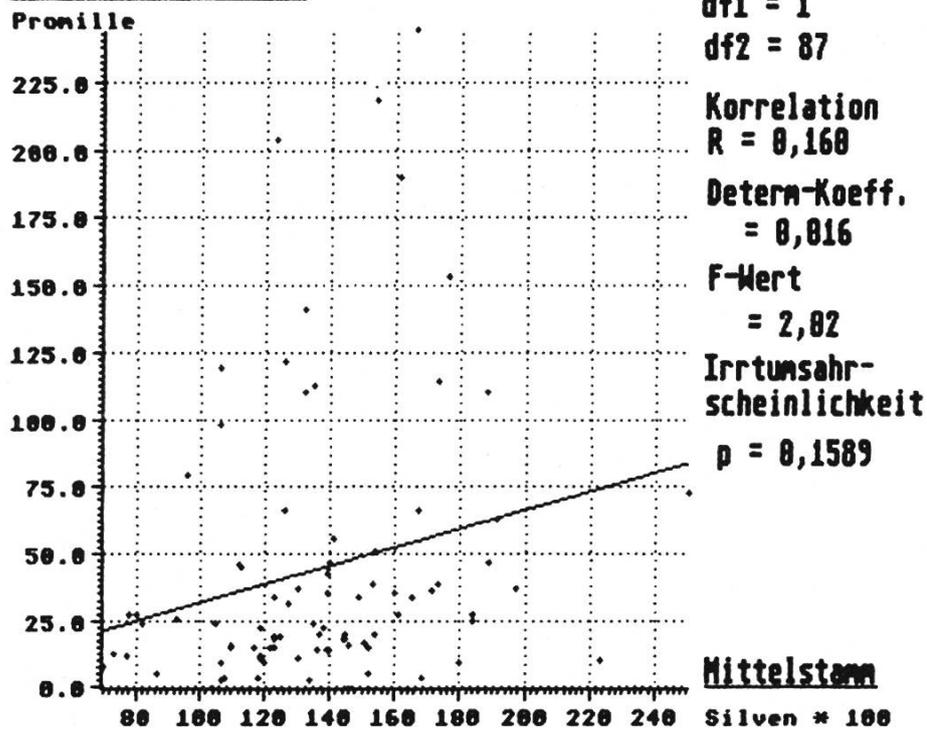
Abbildung 4. Zusammenhang Windfallanteil 1967/1990 mit Vorrat pro ha.

Windfallanteil 1967



Lineare Regression $y = -43,84 + 0,689 * x$

Windfallanteil 1990



Lineare Regression $y = -2,226 + 0,346 * x$

Abbildung 5. Zusammenhang Windfallanteil 1967/1990 mit Mittelstamm.

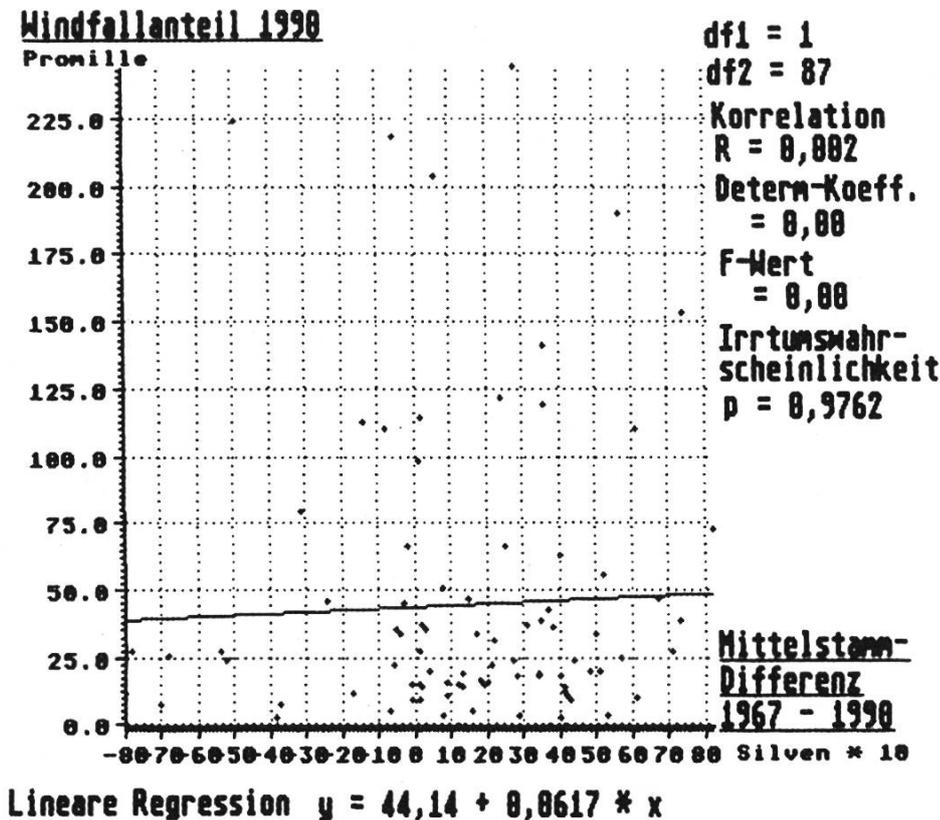


Abbildung 6.
Zusammenhang Windfallanteil 1967/1990 mit Mittelstamm-Differenz 1967/1990.

Interessanterweise erreicht die Beziehung zwischen Schadensintensität und Windfallanteil im Modell mit drei unabhängigen Variablen für 1967 nahezu die Signifikanzgrenze, jedoch ist zu beachten, dass die Korrelation *negativ* resultiert.

Die lineare Regression zwischen Schadensintensität und Windfallanteil allein gerechnet, ergibt, wie auch aus der entsprechenden Grafik ersichtlich ist:

	Windfall 1967	Windfall 1990
Regressionskoeffizient	-0,0268	0,4516
Signifikanz	19,56%	100,00%

4.5 Ergebnisse für einzelne Baumarten und Stärkeklassen (Tabelle 3)

Die Vorrats- und Windfallholzangaben liegen baumarten- und stufen-, bzw. stärkeklassenweise vor, die Zahlen über die Schadensintensität aber nur für die Gesamtheit aller Baumarten und Stärkeklassen. Trotzdem wurden die entsprechenden detaillierten Modellrechnungen durchgeführt, um zu untersuchen, ob mit dieser Methode weitere Zusammenhänge aufgedeckt werden könnten (die Schadensintensität musste also als für alle Baumarten und Stärkeklassen gleichwertig angenommen werden). In der folgenden Übersicht sind die signifikanten Ergebnisse, in Klammern die noch knapp signifikanten Ergebnisse und dazu die Steigung der Regressionsgeraden (+ oder -) zusammengefasst.

Tabelle 3. Ergebnisse der Regressionsanalysen nach Baumarten und Stärkeklassen. Signifikanz zwischen der abhängigen Variablen Windfallanteil mit den links angeführten unabhängigen Einflussvariablen im Gesamtmodell. (Gs = Gesamt, alle Baumarten. + bzw. - = Richtung der Korrelation). (Werte in Klammern sind knapp signifikant.)

	Stärkeklassen									
	I		II		III		IV		Total	
	67	90	67	90	67	90	67	90	67	90
Schadensintensität			Ta+	(Fi+) Ta+ Fö+		Gs+ Fi+ (Ta+) (Fö+)	Ta- (Lä+)	Gs+ Fi+ Fö+		Gs+ Fi+ Ta+ (Fö+)
		(Wy-)		Bu+	(Ei+)	(Wy+) Bu+	(Wy+)	Bu+	Ei+	Bu+ (Ei+)
		üL+	üL+	üL+	üL+	(üL-)				üL+
Höhe ü.M.	Gs- Fi- Ta-	Gs- Fi- (Ta-) Fö-	Gs- Fi- Ta- Fö-	Gs- Fi- Ta- Lä-	Gs- Fi- Fö-	Gs- Fi- Ta- Fö-	Gs- Ta- Fö- Lä-	Gs- Fi- (Ta-) Fö-	Gs- Fi- Ta- Fö-	Gs- Fi- Ta- Fö-
		Wy- Bu- üL-	Bu- Bu- üL+	Bu- Bu- üL+	(Wy-) Bu- (Ei-) (üL-)	Wy+ Bu-		Bu- Bu- üL-	Bu- Bu- üL-	Bu- Bu- üL-
Vorrat/ha	(Fi-)			Fi			Fi+	(Gs-)		
			Fö-		Fö+		Fö+		Ta+ Fö+ Lä-	
			Wy-				Wy+			
	Bu- Ei- üL-	(Bu-)	üL+					Bu+		Bu-
Ertragsfähigkeit	Ta-				(Ta-)				(Ta-)	(Fö+)
							Lä+	Fö+	Lä+	
		Wy+ (üL+)								
Durchforstung	(Gs-) Fi- Ta-		Ta-		(Fö+)		Gs-			Ta-
		Fö-								
	Wy-						Wy-		Wy-	
			(Ei-) (üL-)		Bu- (Ei-)		Bu- (Ei-)		Ei-	

	<i>Stärkeklassen</i>												
	<i>I</i>		<i>II</i>		<i>III</i>		<i>IV</i>		<i>Total</i>				
	67	90	67	90	67	90	67	90	67	90			
Mittelstamm	Gs+		Gs+	Fi+	(Fi-)	Gs+	Fi+	Fi-	Gs+	(Gs+)	Fi-	Gs+	Fi-
			Fö+	Fö-								Ta+	
		Wy+							Lä-			Wy-	(Wy+)
			Ei-	(Ei-)			Ei-	(üL-)	Bu+	Bu+	Bu+	Bu+	(Ei-)
	(üL-)												
Mittelstamm-Differenz (nur 90)				Fi+		Fi+	(Ta+)		Fi+				Fi+
		(Fö-)		Fö+						(Lä+)			
		Wy+											
				(Ei-)		Bu-	Ei-	(üL-)		Bu-			Bu-
													(Ei-)
Anteil der Baumart am Vorrat				Fi+					(Ta-)				
			Fö+						Fö-			Fö-	
			Wy+				Wy+		Lä+	(Lä+)			
	Bu+												Bu+
	Ei+												
	üL+	üL-											
Exposition Eben													(Fö-)
			(Lä+)						(Lä-)			Lä-	
	Wy-								Wy+			Wy+	
		(Bu-)			(Bu-)								
			Ei-				Ei-						
Nord										Ta+	Fi+	(Fi+)	
											(Ta+)		
					(Fö+)						Fö+		Fö+
		(Lä+)		Lä+						Lä+	Lä+		Lä-
	Wy+	Wy-	(Wy-)				Wy-		Wy-	Wy-	(Wy+)	Wy-	Wy+
		(Bu+)											
			Ei+	(Ei+)			Ei+						
Ost	Fi+									Fi+		Fi+	
			Ta+										
													(Fö+)
											Lä+		
		(Wy-)											
		Bu+									Bu+		

	Stärkeklassen									
	I		II		III		IV		Total	
	67	90	67	90	67	90	67	90	67	90
Süd									Gs-	(Gs-)
									(Lä-)	(Ta-)
		Wy+								
								Bu+	Bu-	(Bu-)
					Ei+			(Ei+)		
					üL+					Ei+
West									(Fö-)	
								Lä-		
		Wy-								
		üL+								

Die Ergebnisse dieser Regressionsanalysen müssen mit Vorsicht gewürdigt werden, weil die Schadensintensität nicht getrennt nach Baumart/Stärkeklasse vorliegt und deshalb angenommen werden musste, der Durchschnittswert der betreffenden Abteilung gelte für alle dort am Windfall beteiligten Baumarten/Stärkeklassen.

Wie aber aus den Interpretationstabellen ersichtlich ist, wurden häufig Peitschentreibe vermerkt, was darauf schliessen lässt, dass die bei uns gut vertretene Buche bei der Einzelbaumbewertung entsprechend beachtet wurde und damit in die Schadensintensität Eingang fand. Deshalb können die eindeutig ausgefallenen Ergebnisse bei dieser Baumart nicht übergangen werden:

- Signifikanz zwischen Schadensintensität und Windfallanteil ab Stärkeklasse II aufwärts, wie auch insgesamt, beim Windfall 1990; keine Signifikanz, weder insgesamt noch in einer der Stärkeklassen, beim Windfall 1967;
- dagegen bei beiden Grossereignissen bei der Buche signifikante Abnahme des Windfallanteils mit zunehmender Höhe über Meer.

Mit den genannten Vorbehalten trifft die gleiche Feststellung auch insgesamt für die Fichte, die Tanne und für die übrigen Laubhölzer zu. Bei der Föhre und der Eiche wird das Signifikanzniveau für Schadensintensität/Windfallanteil, Total aller Stärkeklassen, nur knapp erreicht. Bei der Lärche und der Weymouthsföhre wird dagegen ein solcher Zusammenhang klar nicht erkennbar (diese beiden Baumarten sind aber nicht in allen Abteilungen, und wo überhaupt, nicht regelmässig vertreten).

Der Verfasser hofft, mit den in der *Tabelle 3*, stärkeklassenweise und insgesamt, summarisch für alle Baumarten angeführten Ergebnissen der Regressionsrechnungen das Interesse der Waldforscher für weitere Erforschung der Zusammenhänge wecken zu können. Mit Berechnungen der obigen Art lässt sich natürlich ein Kausalzusammenhang nicht nachweisen; er müsste im Experiment erforscht beziehungsweise näher untersucht werden. Bis von dorthier anders-

lautende Ergebnisse vorliegen, ist der Verfasser ob der angeführten Ergebnisse aber beunruhigt, auch wenn er nicht vergisst, dass die Kronenschäden allein die Windfälle nicht auslösen, sondern erst die entsprechende Windstärke, Windrichtung sowie der offenbar mit den Kronenschäden zusammenhängende Wurzelzustand, die alle nicht direkt erfasst und daher auch nicht in das Modell aufgenommen werden konnten.

4.6 Ergebnisse mit gewichteten Variablen (Tabelle 4)

Die 89 Waldabteilungen gingen in die bisherigen Berechnungen mit demselben *Gewicht* ein, obwohl sie verschieden gross sind und verschieden hohe Vorräte an den einzelnen Baumarten haben. Nach *Stumpf* in *Holm* (UTB-Band 5), wird dies an der Grenze des noch unbedenklich Zulässigen liegen. Im Sinne des dort beschriebenen Coleman-Verfahrens wurden die Variablen Schadensintensität, Höhe über Meer und Windfallanteil am Vorrat gewichtet mit dem Wert der Quadratwurzel aus dem Hektarvorrat der betreffenden Abteilung. Das Modell mit den gewichteten unabhängigen Variablen Schadensintensität und Höhe über Meer sowie der gewichteten abhängigen Variablen Windfallanteil am Vorrat war für 1967 weder für das Total aller Baumarten noch für die einzelnen Baumarten auf dem 95%-Niveau signifikant. Für 1990 dagegen war dieses Modell für alle acht Baumarten (-gruppen) und für die Gesamtmenge mit mindestens 95% signifikant und ergab:

Tabelle 4. Signifikanz der Ergebnisse für 1990 mit den gewichteten Variablen.

<i>Baumart</i>		<i>Schadensintensität</i>	<i>Höhe ü. M.</i>
Fichte	Total	100,00	99,70
Tanne	Total	99,93	39,21
Föhre	Total	100,00	99,93
Lärche	Total	51,17	78,11
Weymouthsföhre	Total	4,01	88,60
Buche	Total	100,00	96,91
Eiche	Total	99,33	97,51
Übriges Laubholz	Total	99,01	85,53
Gesamt	— Total	100,00	99,82

Für den Windfall 1990 werden im gewichteten Modell die früheren Feststellungen bekräftigt: Einzig bei der Lärche und der Weymouthsföhre ergibt sich für Schadensintensität und Windfallanteil keine Signifikanz, bei allen anderen Baumarten und insbesondere auch für alle Baumarten insgesamt, eine sehr hohe. Für 1967 ergibt sich, Schadensintensität allein betrachtet, bei keiner Baumart und auch insgesamt nicht eine Signifikanz mit dem Windfallanteil.

4.7 Ergebnisse mit transformierten und gruppierten Variablen

Die vorstehend aufgeführte Kovarianzanalyse wurde auch mit den folgenden, bearbeiteten unabhängigen Variablen gerechnet: Höhe über Meer in 50-m-Stufen gruppiert, Ertragsfähigkeit in vier Gruppen zusammengefasst, Schadensintensität, Vorrat/ha, Durchforstungsabstand, Mittelstamm und Mittelstamm-Differenz unverändert belassen. Für die abhängige Variable Windfallanteil wurde ihr logarithmischer Wert eingesetzt. Ergebnisse (standardisierte Streuungen):

	1990		1967	
durch alle unabhängigen Variablen erkl. Streuung	0,4337		0,4634	
multipler Korrelationskoeffizient	0,6586	Sig. 99,99%	0,6808	99,99%
Schadensintensität, partieller Korrelationskoeffizient	0,4675	Sig. 100,00%	0,0671	44,39%
Höhe über Meer, partieller Korrelationskoeffizient	-0,3566	Sig. 99,86%	-0,4873	100,00%
Ertragsfähigkeit, partieller Korrelationskoeffizient	-0,0140	Sig. 9,88%	-0,0848	54,28%
Vorrat/ha, partieller Korrelationskoeffizient	0,0796	Sig. 51,45%	0,0900	56,99%
Durchforstung, partieller Korrelationskoeffizient	-0,0868	Sig. 55,29%	-0,1856	89,84%
Mittelstamm, partieller Korrelationskoeffizient	0,0858	Sig. 54,77%	0,2695	98,37%
Mittelstamm-Differenz, part. Korrelationskoeffizient	0,0250	Sig. 17,15%	—	—
Exposition Süd, part. Korrelationskoeffiz. der Effekte	-0,3264	Sig. 99,66%	-0,0741	48,43%
Eben, part. Korrelationskoeffiz. der Effekte	0,0206	Sig. 14,23%	0,2066	93,23%

Die bisher angeführten Ergebnisse werden also mit diesem geänderten Modell *bestätigt*.

4.8 Ergebnisse ohne die Abteilungen mit Flächenwürfen 1967

In zwei Abteilungen im Lenzhard war die Windfallholzmenge 1967 mit 134 und 129 Silven pro Hektare besonders hoch (grosse Flächenwürfe). Nachfolgend nehmen wir diese und weitere drei Abteilungen (mit 84, 57 und 53 sv/ha) aus dem Modell heraus. Es bleiben somit noch 84 Abteilungen, die alle 1967 höchstens 50 sv/ha Windfall hatten und somit von 1967 bis 1984 im Vorratsaufbau nicht derart grundlegend anders geworden sind, dass der stark gestiegene Jungwaldanteil die Schadensintensität bei der Ermittlung 1984 massgeblich beeinflusst hat.

Ergebnisse (standardisierte Streuungen):

	1990	1967
durch alle unabhängigen Variablen erkl. Streuung	0,3283	0,3701
multipler Korrelationskoeffizient	0,5729 Sig. 99,83%	0,6084 99,98%
Schadensintensität, partieller Korrelationskoeffizient	0,3663 Sig. 99,85%	0,0383 25,49%
Höhe über Meer, partieller Korrelationskoeffizient	-0,3121 Sig. 99,31%	-0,3191 99,48%
Ertragsfähigkeit, partieller Korrelationskoeffizient	-0,0330 Sig. 21,81%	-0,0086 6,07%
Vorrat/ha, partieller Korrelationskoeffizient	0,0934 Sig. 57,15%	0,0449 29,91%
Durchforstung, partieller Korrelationskoeffizient	-0,0059 Sig. 4,19%	-0,2934 98,95%
Mittelstamm, partieller Korrelationskoeffizient	0,1256 Sig. 71,37%	0,3225 99,52%
Mittelstamm-Differenz, partieller Korrelationskoeffizient	0,0197 Sig. 13,23%	— —
Exposition Süd, part. Korrelationskoeffizient der Effekte	-0,2037 Sig. 91,83%	-0,0508 33,52

Beim Windfall 1990 bleiben die bisher festgestellten Signifikanzen erhalten. Beim Windfall 1967 wird zusätzlich zu den bisherigen Ergebnissen der Einflussfaktor «Durchforstung» hochsignifikant: Je kürzer der Zeitraum vom letzten Eingriff zum Windfall 1967 war, um so höher war der Windfallanteil in der betreffenden Abteilung. — Aber auch in diesem reduzierten Modell ergibt sich kein Hinweis auf einen Zusammenhang zwischen Windfallanteil 1967 und Schadensintensität 1984.

4.9 Bemerkungen zu den Ergebnissen

Folgendes wurde festgestellt:

- wie früher (1967) nimmt auch heute (1990) der Windfallanteil am stehenden Vorrat mit ansteigender Stärkeklasse zu;
- 1990 ist der Windfallanteil der Buche rund viermal höher als 1967, derjenige der übrigen Laubbäume zweimal höher, bei der Buche gab es 1990 Flächenwürfe;
- die Tanne steht bezüglich Windfallanteil am Vorrat schon 1967 und 1990 noch eindeutiger vor der Fichte;
- die Exposition hat im allgemeinen keinen Einfluss auf den Windfallanteil (nur 1990 hatte die Exposition Süd weniger Windfall als ebene, N-, W- und E-exponierte Lagen);
- zwischen der Ertragsfähigkeit des Standortes und dem Windfallanteil wurde kein Zusammenhang festgestellt;
- der Windfallanteil ist in unseren tieferen Lagen hoch und nimmt mit zunehmender Höhe über Meer ab;
- vorratsreichere Abteilungen waren 1967 mehr windfallgefährdet als vorratsärmere: 1990 besteht kein Unterschied mehr;
- 1967 waren vor kürzerer Zeit durchforstete Abteilungen stärker windfallgefährdet als die andern, 1990 ergab sich kein solcher Zusammenhang mehr;

- derzeit steigt der Windfallanteil mit zunehmender Kronenschädigung linear an, nur der Jungwald ist von dieser Feststellung ausgenommen; die Aussage wird für die häufigsten Baumarten (einzeln betrachtet) erhärtet und wenn die unterschiedlichen Abteilungsgrößen und Vorratshöhen gewichtet ins Modell eingehen, nachdrücklich bestätigt. Beunruhigend hoch wird dieser Zusammenhang, wenn statt der linearen eine logarithmische Regression gerechnet wird;
- dagegen gibt es keine Hinweise für einen ähnlichen Zusammenhang beim Windfall 1967, was gegen die Hypothese spricht, die Kronenschäden hätten schon damals bestanden, seien jedoch nicht beachtet worden; zumindest können 1967 Kronenschäden den Wurzelzustand noch nicht derart beeinflusst haben, dass dadurch höhere Windfallgefährdung bestand.

Dass die Tanne an erster Stelle der Windfallhäufigkeit steht, kann nach der Feststellung des Zusammenhanges zwischen Schadensintensität und Windfallholzmenge nicht mehr erstaunen, ist doch diese Baumart seit den 50er Jahren als geschädigt aufgefallen, mit Phasen der Erholung oder der Stagnation nach Folgen von niederschlagsreichen Vegetationsperioden und Verschlechterung nach Trockenjahren. Tannen ohne Nasskern werden bei uns beim Aufrüsten schon seit mehreren Jahren kaum mehr gefunden.

Zu besonderer Besorgnis gibt die rasante Zunahme des Windfallholzanteils bei den standortsheimischen Laubbäumen Anlass. Noch 1983 konnte der Verfasser in einem (unveröffentlichten) Bericht erwähnen, dass – mit Ausnahme von Nekrosebuchen – bei den Laubbäumen bisher erst Hagebuchen neuartige Schadensbilder gezeigt hätten und dass jetzt auch die Buche nach dem Ausstreifen Schädigungen zeige. In den verflossenen sieben Jahren hat sich die Situation speziell bei der Buche sehr verschlechtert. Auch bei anderen als hier dargestellten Auswertungen von Beobachtungen ist der Verfasser auf die besondere Empfindlichkeit der Buche aufmerksam geworden. Im Gegensatz zur wirtschaftlich in unserer Forstverwaltung ebenfalls sehr bedeutenden, aber nicht standortsheimischen Lärche (die in der Verschlechterung des Gesundheitszustandes die Buche noch übertrifft), ist die Buche immerhin seit Urzeiten unsere landschaftsprägende Baumart gewesen.

5. Anmerkungen

Das auf Grossrechnern entwickelte Programmpaket für das Allgemeine Lineare Modell (ALMO) läuft auch auf dem Atari ST. Der Verfasser stiess bei den obigen Berechnungen mit seinem 4 Megabyte RAM-Speicher nie an die Grenzen der Speicherkapazität. Das Allgemeine Lineare Modell ist ein auf Variable beliebigen Messniveaus verallgemeinertes Regressionsverfahren. Es

umfasst auch die uni- und die multivariate Varianz, Kovarianz und Diskriminanzanalyse. Untersucht wird der Zusammenhang zwischen einer oder mehreren unabhängigen Variablen beliebigen Messniveaus und einer oder mehreren abhängigen Variablen ebenfalls beliebigen Messniveaus. Die Zellenbesetzungen müssen nicht gleich sein, um trotzdem eine Kleinste-Quadrate-Lösung zu erhalten. Für die Voraussetzungen wird auf Holm 1979 verwiesen, für die Anwendung auf Holm 1989. Für die Prüfung auf Normalverteilung und Varianzhomogenität standen die üblichen Testverfahren zur Verfügung.

Die Darstellungen als univariate lineare Regressionen erfolgen nur zur bildhaften Veranschaulichung des Zusammenhanges. Auch der hier besonders interessierende Zusammenhang zwischen Schadensintensität und Windfallholzmenge kann selbstverständlich als andere Regressionsgleichung gerechnet und dargestellt werden, was auch gemacht wurde (logarithmisch, exponentiell, geometrisch, als Polynom, parabolisch, hyperbolisch, reziprok). Die gute Anpassung an die Gerade wird deshalb als günstiger Umstand betrachtet, weil dem Verfasser viel weniger an einer isolierten Betrachtung der einzelnen Einflussvariablen als an deren Zusammenwirken in einem Allgemeinen Linearen Modell gelegen ist, welches umso aussagekräftiger ist, je mehr die Zusammenhänge einer linearen Regression entsprechen. Das in *Tabelle 3* dargestellte Modell darf als sehr aussagekräftig bezeichnet werden, denn die in ihm eingeführten unabhängigen Variablen erklären rund 38% (1990) beziehungsweise 36% (1967) der gesamten Streuung, die multiplen Korrelationskoeffizienten erreichen 0,62 bzw. 0,60 und sind hochsignifikant gesichert.

Résumé

Relation entre les dégâts aux houppiers et la proportion de bois renversés par le vent

Les bois renversés par le vent en 1967 et 1989/90 ont été dénombrés par classe de 4 cm dans chacune des 89 divisions des forêts de Lenzburg. Sur cette base a été déterminée la proportion des chablis par rapport au matériel sur pied initial, globalement ainsi que par essence et catégorie de grosseur. Des modèles ont été calculés pour examiner si une relation existait entre la proportion de bois renversés et d'autres paramètres caractérisant la division. L'exposition et la capacité de production de la station (qui ne purent être utilisées que comme variables nominales et ordinales) n'ont aucune incidence sur la proportion de bois renversés. En revanche, cette dernière diminue, tant en 1967 qu'en 1990, avec l'altitude (dans les zones situées sur le Plateau). En 1967, on observa des bois renversés par surface dans les divisions riches en résineux, et la proportion fut la plus élevée dans les divisions avec un matériel sur pied important ainsi que dans celles qui avaient été traitées en éclaircie peu avant. En 1989/90, ce ne fut pas le cas; en revanche des dégâts par surface touchèrent les peuplements de hêtre (la proportion de hêtres renversés fut quatre fois supérieure à celle de 1967).

L'interprétation des photos aériennes infrarouges de l'automne 1984 permet de déterminer pour chaque division l'intensité des dégâts aux houppiers. Plus cette dernière était élevée, plus la proportion de chablis en 1989/90 fut importante (relation statistiquement hautement significative). Ceci est valable pour l'ensemble, de même que pour la plupart des essences, hormis le mélèze et le pin Weymouth. Le même calcul fait pour les chablis de 1967, en émettant l'hypothèse que les dégâts aux houppiers de 1984 auraient déjà existé à l'époque, ne révéla aucune relation. La conclusion s'impose naturellement: en 1967, les dégâts aux houppiers (liés à des atteintes aux racines?) n'auraient pas encore existé, alors qu'en 1989/90 ils auraient eu pour conséquence de grandes quantités de bois renversés. Mais une preuve de *causalité* à l'appui d'une telle conclusion ne peut être déduite uniquement sur la base des données présentées ici. Cela nécessiterait des analyses spécifiques.

Traduction: *O. Schneider*

Literatur

- Clauss, Ebner.* Grundlagen der Statistik, 6. Auflage. Thun 1989. H. Deutsch.
Denz, H. Analyse latenter Strukturen, UTB München 1982, A. Francke Verlag.
Franzen, U., Leschner, T. WisTat, Wissenschaftliche Inferenzstatistik, Handbuch, Marburg/Lahn 1988, Th. Leschner.
Fritsch, H. W. Regression ST, Handbuch, Weimar 1984, H. W. Fritsch.
Haf, C. M., Cheaib, T. Multivariate Statistik in den Natur- und Verhaltenswissenschaften, Braunschweig 1985, Friedr. Vieweg & Sohn.
Hochstädter, D., Kaiser, U. Varianz- und Kovarianzanalyse, Frankfurt/M 1988, H. Deutsch.
Holm, K. (Herausgeber). Die Befragung, 6 Bände, UTB, München 1979, A. Francke.
Holm, K. (Herausgeber). ALMO Statistik-System, Version 2.0, Handbuch, A-Leonding 1989.
Mittenecker, E. Planung und statistische Auswertung von Experimenten, 8. Auflage, Wien 1970, Franz Deuticke.
Prall, M. ST-Statistik, Benutzer-Handbuch, SciLab Series, Hamburg 1987.
Prodan, M. Forstliche Biometrie, München 1961, BLV.
Riedwyl, H. Angewandte mathematische Statistik in Wissenschaft, Administration und Technik, Bern 1978, Paul Haupt.
Sachs, L. Angewandte Statistik – Anwendung statistischer Methoden, 6. Auflage, Berlin 1984, Springer.
Sachs, L. Statistische Methoden: Planung und Auswertung, 6. Auflage, Berlin 1988, Springer.
Schmid-Haas, P. Kronenverlichtung und Waldwachstum. Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen 141, 189–209.
Wilms, J. Statistik-Library für Omikron-Basic. D-Birkenfeld 1988, Omikron.

Verfasser: Niklaus Lätt, Stadtoberförster, Stadtforstverwaltung Lenzburg, CH-5600 Lenzburg.