

Stichprobenplanung für holzanatomische Untersuchungen*

F. Hapla und J. Saborowski

Institut für Forstbenutzung und Abteilung für Forstliche Biometrie und Informatik der Georg-August-Universität Göttingen

Durch eine qualifizierte Wahl der Stichprobenumfänge bei holzanatomischen Untersuchungen soll einerseits der notwendige Arbeitsaufwand auf ein Minimum reduziert werden. Andererseits muß eine ausreichende Testschärfe gewährleistet sein, da sonst ein eventuell nicht signifikantes Testergebnis keinerlei Absicherung der Nullhypothese impliziert. Wie dies bei einer konkreten Versuchsplanung zu verwirklichen ist, wird in dieser Arbeit am Beispiel der Faserlänge von Kiefern in allen Schritten erläutert.

Planning of sample size for wood anatomical investigations

The necessary expenditure of labour is to be reduced to a possible minimum by qualified determination of the sample size with wood anatomical investigations. On the other hand a sufficient test power must be achieved, because otherwise a possible non significant test result does not imply the null hypothesis at all. How to realize this in the planning of a concrete experiment will be explained stepwise in this paper by means of an example for the fibre length from pines (*Pinus sylvestris* L.).

1 Einleitung

Jede Baumart weist einen eigentümlichen anatomischen Holzaufbau auf. Das Holzgewicht sowie die Festigkeitseigenschaften von Holzkörpern werden durch die Anteile verschiedener Zellarten und letztendlich durch die räumliche Anordnung und die Abmessungen der Einzelzellen bestimmt. Die Variabilität der holzanatomischen Merkmale wird außer der genetischen Veranlagung des Einzelbaums durch eine ganze Reihe von äußeren Einflüssen bedingt.

Im Rahmen einer umfangreichen Holzeigenschaftsuntersuchung an immissionsgeschädigten sowie schadsymptomfreien Kiefern werden im Institut für Forstbenutzung unter anderem holzanatomische Untersuchungen durchgeführt. Dabei sollen eventuelle Unterschiede in Tracheidenzellwanddicke, Tracheidenlumendurchmesser, Harzkanalhäufigkeiten sowie Faserlängen zwischen den beiden o. g. Kiefernkollektiven festgestellt werden. Jedes Forschungsvorhaben verfügt in der Regel nur über begrenzte Kapazitäten. Dies macht wiederum eine Anwendung von effektiven methodischen Verfahren vor allem im Hinblick auf die Minimierung des Arbeitsaufwandes zwingend. Gleichzeitig jedoch sollte man eine Maximierung der Aussagekraft der statistischen Ergebnisse anstreben. Wie diese an sich gegenläu-

figen Prinzipien aufeinander abzustimmen sind, soll in der Folge am Beispiel der Faserlänge demonstriert werden.

2 Problemstellung und Zielsetzung am Beispiel der Faserlänge

In Nadelbäumen bilden die längsgerichteten Tracheiden, auch Fasern genannt, den Hauptbestandteil des Holzes. Großlumige und dünnwandige Frühholzfaser der Nadelhölzer gehen jahringweise in englumige und dickwandige Spätholzfaser über. Eine Pionierarbeit bei der Erforschung der Variabilität der Faserlänge bei *Pinus sylvestris* leistete Sanio (1872). Im Hinblick auf die Holzverwertung spielen die Fasereigenschaften in der Papier- und Zellstoffindustrie eine große Rolle. Nach Horn (1974) beeinflußt die Faser-morphologie in starkem Maße die Festigkeiten der erzeugten Produkte. Die Faserlänge stellt für die Beurteilung der Zellstoffe ein Qualitätskriterium dar. So nimmt die Zug- und Druckreißfestigkeit der Papierzellstoffe mit längeren Nadelholzfaser bei bestimmter Zellwandstärke zu (Unger, Unger 1964; Dinwoodie 1965; Horn 1974). Babos (1973) konnte an jungen Kiefern auf verschiedenen Standorten eine enge Beziehung zwischen der Tracheidenlänge und der Rohdichte nachweisen.

In einer Voruntersuchung am Kiefern Kronenholz sollte die Variabilität der Faserlänge in Abhängigkeit von der Himmelsrichtung festgestellt werden. Weiterhin sollte zwischen Früh- und Spätholz unterschieden werden. Darüber hinaus sollten die ersten Ergebnisse aus dem holzanatomischen Programm für die Beziehung: Faserlänge und Schadstufe bei den Versuchskiefern erzielt werden. Schließlich stellte sich die Frage nach dem notwendigen Stichprobenumfang je Stamm für eine bestimmte angestrebte Testschärfe. Die Frage nach der effektiven Anzahl der Probestämme bei einer analogen Zielsetzung, nämlich bei einem Vergleich zweier unabhängiger Stichprobenkollektive, wurde bei Saborowski und Hapla (1985) ausführlich behandelt.

3 Untersuchungsmaterial und Methodik

In einem 93-jährigen Kiefern-Reinbestand wurden im Oktober 1985 im Forstamt Sellhorn (Niedersachsen) 30 Kiefern gefällt. Infolge der im Frühjahr 1985 durchgeführten Sammelhiebe wurden im o. g. Bestand lediglich 15 Kiefern der Schadstufe 3 gefunden. Diese Tatsache stellte den limitierenden Faktor für die Stammzahl des zweiten Kollektivs (Schadstufe 0) dar.

* Diese Untersuchung wurde mit Mitteln des Bundesministers für Forschung und Technologie unter dem Az.: 03 7384/7 gefördert

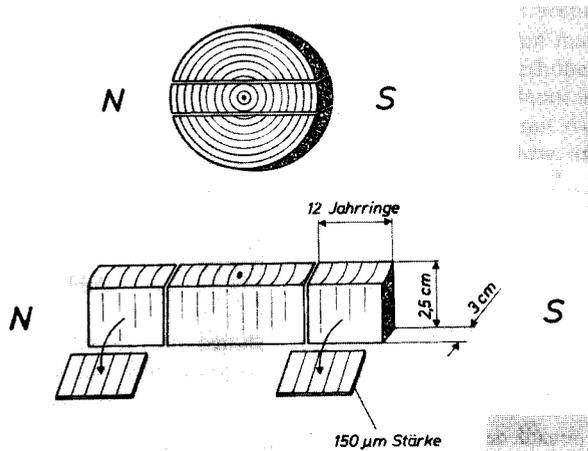


Bild 1. Probenmaterial für die Faserlängenmessung (maßstabfreie Skizze)
Fig. 1. Samplmaterial for measuring fibre length (scalefree sketch)

Die Proben für die Faserlängenmessungen wurden aus dem Kronenbereich (über 20 m Stammhöhe) der Kiefern entnommen. Von den 25 mm starken Stammscheiben wurden den Mittenriegel in Nord-Süd-Richtung ausgeformt. Von den äußeren 12 Jahrringen (1974–1985) wurden mit dem Mikrotom radiale Schnitte von 150 µm Dicke angefertigt und diese nach Früh- und Spätholz getrennt (Bild 1). Das Spanmaterial wurde dann in 5%iger Natronlauge 6 bis 8 Stunden gekocht und anschließend 90 Minuten bei 70 °C mit Eisessig behandelt. Die Vereinzelung der Fasern wurde mit dem Ultraschallgerät MSE 150 erreicht. Die Vermessung der Faserlängen erfolgte am Projektionsmikroskop Typ „Visopan“ bei 50-facher Vergrößerung. Von jedem Baum standen vier Materialgruppen zur Verfügung: Nord-Frühholz, Nord-Spättholz, Süd-Frühholz und Süd-Spättholz. Aus jeder Gruppe werden $n=100$ Fasern vermessen.

3 Ergebnisse

3.1 Vergleich von Nord- und Südexposition

Für den Vergleich der mittleren Faserlänge auf der Nord- und Südseite der Kiefern ergab der t -Test für $n=15$ gepaarte Stichproben bei keinem der 4 Vergleiche einen signifikanten Unterschied (Tabelle 1). Dies erlaubt aber nicht die Schlussfolgerung, die Nullhypothese identischer Mittelwerte sei ab-

Tabelle 2. Die Testschärfen β für den Vergleich der mittleren Faserlänge mit den Genauigkeiten d in (mm) zwischen Nord- und Südseite im Früh- und Spätholz von Kiefern der Schadstufen 0 und 3 ($\alpha=0,05$; $FG=n-1=14$)

d (mm)	FH0 $\sigma=0,612$		SP0 $\sigma=0,732$		FH3 $\sigma=0,475$		SP3 $\sigma=0,441$	
	δ	β %	δ	β %	δ	β %	δ	β %
0,3	1,9	41	1,6	31	2,4	60	2,6	66
0,5	3,2	84	2,6	66	4,1	96	4,4	98
0,7	4,4	98	3,7	93	5,7	>99	6,1	>99

gesichert. Anhand der erzielten Testergebnisse wird lediglich festgestellt, daß eventuelle Unterschiede zwischen den jeweiligen Gruppenmittelwerten statistisch nicht abgesichert sind.

Um mehr Klarheit bezüglich der Gültigkeit der Nullhypothese zu schaffen, betrachtet man im nachhinein die Testschärfen β bei unterschiedlichen Abweichungen d von der Nullhypothese. β gibt dann die Wahrscheinlichkeit an, mit der ein t -Test für gepaarte Stichproben mit $n-1=14$ Freiheitsgraden bei einer wahren Mittelwertdifferenz von beispielsweise $d=0,5$ mm mittlere Faserlänge ein auf dem 5% -Niveau signifikantes Ergebnis liefert. Dazu ist für jedes d der Nichtzentralitätsparameter $\delta = \sqrt{n} \cdot d/\sigma$ zu berechnen und die zugehörige Testschärfe β aus einem geeigneten Tafelwerk (hier: Owen 1962, S. 34, $\alpha=0,025$) zu entnehmen. σ ist dabei die Standardabweichung der 15 Paardifferenzen, die aus den Stichprobendaten geschätzt wird.

Wie Tabelle 2 zeigt, wurden die ungünstigsten Testschärfen bei dem Vergleich von Nord- und Südseite für das Spättholz der Schadstufe 0 erzielt. Dennoch ist anhand der Ergebnisse ein Unterschied in den mittleren Faserlängen von mehr als 0,5 mm kaum zu erwarten. Würde man z. B. aus wirtschaftlichen Erwägungen eine Mittelwertdifferenz von $d \leq 0,5$ mm Faserlänge als vernachlässigbar festlegen, so könnte bei weiteren Untersuchungen auf eine Himmelsrichtung verzichtet werden. Dies würde eine beachtliche Reduktion des Arbeitsaufwandes bedeuten.

3.2 Vergleich von Früh- und Spätholz

Auch beim Vergleich zwischen Früh- und Spätholz wurden anhand der gegebenen Stichproben mittels t -Test keine signi-

Tabelle 1. t -Test für gepaarte Stichproben der mittleren Faserlänge \bar{x} in (mm) zwischen Nord- und Südseite im Früh- und Spätholz von Kiefern unterschiedlicher Schadstufen

Kollektiv	Jahrring- zone*	n	Expo- sition	\bar{x}	$s_{\bar{x}}$	s	K-S-Test (P)	\hat{t} ($v=14$)	t -Test (P)
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Schadstufe 0	FH	15	Nord	2,33	0,17	0,66	0,940	0,81	0,430
			Süd	2,20	0,18	0,70	0,758		
	SP	15	Nord	2,31	0,18	0,69	0,993	0,29	0,777
			Süd	2,26	0,20	0,79	0,456		
Schadstufe 3	FH	15	Nord	2,38	0,09	0,35	0,907	1,30	0,216
			Süd	2,23	0,14	0,56	0,666		
	SP	15	Nord	2,44	0,10	0,39	0,901	1,50	0,155
			Süd	2,27	0,15	0,57	0,927		

* FH: Frühholz, SP: Spätholz

Tabelle 3. *t*-Test für gepaarte Stichproben der mittleren Faserlänge \bar{x} in (mm) zwischen Früh- und Spätholz auf der Nord- und Südseite von Kiefern unterschiedlicher Schadstufen

Kollektiv	Exposition	<i>n</i>	Jahresringzone*	\hat{t} (<i>v</i> =14)	<i>t</i> -Test (<i>P</i>)
1	2	3	4	5	6
Schadstufe 0	Nord	15	FH SP	0,30	0,770
	Süd	15	FH SP	-1,46	0,167
Schadstufe 3	Nord	15	FH SP	-1,55	0,143
	Süd	15	FH SP	-1,29	0,219

* FH: Frühholz; SP: Spätholz

Tabelle 4. Die Testschärfen β für den Vergleich der mittleren Faserlänge mit den Genauigkeiten *d* in (mm) zwischen Früh- und Spätholz auf der Nord- und Südseite von Kiefern der Schadstufen 0 und 3 ($\alpha=0,05$; $FG=n-1=14$)

<i>d</i> (mm)	Nord 0 $\sigma=0,215$		Süd 0 $\sigma=0,153$		Nord 3 $\sigma=0,133$		Süd 3 $\sigma=0,123$	
	δ	β %	δ	β %	δ	β %	δ	β %
0,1	1,8	38	2,5	63	2,9	77	3,2	83
0,2	3,6	91	5,1	>99	5,8	>99	6,3	>99
0,3	5,4	>99	7,6	>99	8,7	>99	9,4	>99

fikanten Unterschiede in der mittleren Faserlänge angezeigt (Tabelle 3). Die zugehörigen beschreibenden Statistiken sind bereits in Tabelle 1 enthalten. Die in Tabelle 4 errechneten Testschärfen machen deutlich, daß bereits ein Unterschied von $d \geq 0,2$ mm in den mittleren Faserlängen von Früh- und Spätholz sehr unwahrscheinlich ist. Denn sogar im ungünstigsten Fall (Nord, Schadstufe 0) wäre der verwendete *t*-Test auf dem 5%-Niveau mit einer noch 91%igen Wahrscheinlichkeit signifikant.

Die erzielten Testschärfeergebnisse erlauben somit eine weitere Reduktion des ursprünglichen Stichprobenumfangs. Im Rahmen der weiteren geplanten Untersuchungen muß nicht mehr zwischen Frühholz und Spätholz unterschieden werden, was vor allem arbeitstechnische Erleichterungen zur Folge hat.

3.3 Berechnung der „Zwischen- und Innerhalbvarianzen“ für den Vergleich der Schadstufen

Wie bereits erläutert ist die Zahl der Versuchsstämme aus praktischen Gründen auf 15 je Schadstufe festgelegt. Daher muß nur noch die Zahl der Faserlängenmessungen je Stamm berechnet werden. Zu diesem Zweck ist es nach Saborowski u. Hapla (1985) notwendig, die Gesamtstreuung σ^2 in die Streuung zwischen den Stämmen σ_B^2 und die Streuung innerhalb eines Stammes σ_R^2 gemäß $\sigma^2 = \sigma_B^2 + \sigma_R^2/n$ zu zerlegen. σ_B^2 und σ_R^2 wurden aus dem Vorversuch mit $n=100$ je Gruppe (z. B. Frühholz, Nord, Schadstufe 0) und $m=15$ Bäume je

Schadstufe durch

$$S_R^2 = \frac{1}{2m} \left[\sum_{i=1}^m \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 + \sum_{i=1}^m \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 \right]$$

$$S_B^2 = \frac{1}{2m-2} \left[\sum_{i=1}^m (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2 + \sum_{i=1}^m (\bar{y}_i - \bar{\bar{y}})^2 \right]$$

– S_R^2/n geschätzt.

Dabei stehen x_{ij} bzw. y_{ij} für Faserlängen aus Schadstufe 0 bzw. 3, $i=1, 2, \dots, 15$ sind die laufenden Stammnummern je Schadstufe und $j=1, 2, \dots, n$ die laufenden Probennummern. Die Baum- bzw. Schadstufenmittelwerte

$$\bar{x}_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n x_{ij} \quad \text{bzw.} \quad \bar{\bar{x}} = \frac{1}{m \cdot n} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij}$$

sowie die Streuungen innerhalb der Einzelstämme $\frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_i)^2$ werden von einschlägigen Statistikprogrammen geliefert und können als Zwischenergebnisse für die hier benötigten Berechnungen verwendet werden (analog für *y*). Der Nichtzentralitätsparameter und die Freiheitsgrade sind hier durch

$$\delta = \frac{d}{\sigma} \sqrt{\frac{m_1 m_2}{m_1 + m_2}} = \frac{d}{\sigma} \sqrt{\frac{m}{2}} \quad \text{und} \quad f = 2m - 2 = 28$$

gegeben.

Die berechneten Zwischen- und Innerhalbvarianzen für die Nordseite (Frühholz: $S_B^2=0,274$, $S_R^2=0,307$ und Spätholz: $S_B^2=0,310$, $S_R^2=0,341$) lieferten im Hinblick auf den geeigneten Stichprobenumfang höhere Testschärfen als es für die Südseite der Fall war. Da wir die ungünstigere Variante betrachten wollen, sind in Tabelle 5 die Testschärfen nur für die Südseite wiedergegeben.

Unter der Voraussetzung, daß die geschätzten Varianzen die wahren Parameter repräsentieren, können Unterschiede von z. B. 0,7 mm zwischen den mittleren Faserlängen mit $n=10$ Messungen mit mindestens 74% Sicherheit (Spätholz Süd) auf dem 5%-Niveau abgesichert werden. Kleinere Un-

Tabelle 5. Die Testschärfen β für den Vergleich der mittleren Faserlänge mit den Genauigkeiten *d* in (mm) zwischen Kiefern der Schadstufen 0 und 3 für verschiedene Stichprobenumfänge *n* ($\alpha=0,05$; $FG=2m-2=28$)

<i>n</i>	<i>d</i>						Berechnet für
	0,5 mm		0,7 mm		1,0 mm		
	δ	β %	δ	β %	δ	β %	
2	1,73	38	2,42	65	3,46	93	Spätholz
5	1,87	44	2,62	72	3,74	95	Süd
10	1,92	46	2,70	74	3,84	96	$S_B^2=0,478$
100	1,98	48	2,77	76	3,96	97	$S_R^2=0,301$
1000	1,98	48	2,77	76	3,96	97	
2	1,87	44	2,62	72	3,74	96	Frühholz
5	2,03	50	2,84	78	4,06	97	Süd
10	2,10	52	2,94	80	4,20	98	$S_B^2=0,400$
100	2,16	54	3,02	82	4,32	99	$S_R^2=0,270$
1000	2,17	55	3,04	83	4,34	99	

terschiede, wie z. B. $d=0,5$ mm sind mit der gleichen Wahrscheinlichkeit statistisch nur dann abzusichern, wenn man die Anzahl der Stämme pro Kollektiv wesentlich erhöhen könnte. Eine weitere Erhöhung der Probenzahl je Baum ist sinnlos, da sich die Schärfe bei $d=0,7$ mm selbst mit $n=1\ 000$ Proben pro Baum nur um 2% (Spätholz Süd) bzw. um 3% (von 80% auf 83%, Frühholz Süd) verbessern würde.

4 Schlussfolgerung

Im Institut für Forstbenutzung sollen im Rahmen eines umfangreichen Forschungsvorhabens unter anderem auch holzanatomische Untersuchungen an Kiefern aus Waldschadensgebieten durchgeführt werden. Im Rahmen einer Voruntersuchung wurde am Beispiel der Faserlänge demonstriert, wie für ein bestimmtes statistisches Niveau und bei vorgegebener Stammzahl je Schadstufenkollektiv die notwendigen Stichprobenumfänge für gewünschte Testschärfen hergeleitet werden. Dabei wurde wie folgt verfahren:

a) Vorhandensein von 2 unabhängigen Stichproben (hier: Schadstufe 0 und 3) mit unabhängigen Wiederholungen (Stämmen). Zur notwendigen Anzahl der Stämme siehe Saborowski u. Hapla (1985). In dieser Untersuchung standen $m_1 = m_2 = 15$ Kiefern zur Verfügung.

b) Festlegung der Mittelwertdifferenz d (in mm Faserlänge), die auf dem 5%-Niveau ($\alpha=0,05$), mit hoher Wahrscheinlichkeit abgesichert werden soll.

c) Berechnung der Zwischen- und Innerhalbvarianzen (S_B^2 und S_R^2) aus dem Vorversuch.

d) Aus S_B^2 und S_R^2 wird dann die Gesamtstreuung $S^2(n)$ und der Nichtzentralitätsparameter $\delta(d, \sigma, m) = \delta(d, n, m)$ berechnet.

e) Aus den Graphen (Owen 1962, S. 34) liest man für den Freiheitsgrad $f = m_1 + m_2 - 2$ die Testschärfe (dort: $100(1-\beta)$) ab.

Der ursprünglich vorgesehene Stichprobenumfang von $n=200$ Faserlängen pro Baum und Gruppe konnte schließlich bei Einhaltung ausreichender statistischer Genauigkeiten auf $n=10$ Messungen reduziert werden. Dies bedeutet eine Ersparnis an Arbeitsaufwand von 95%, die sich noch erhöht, wenn man auf die Unterscheidung zwischen Nord- und Südseite bzw. Früh- und Spätholz verzichtet. Für die geplanten Untersuchungen der Tracheidenlumendurchmesser und Tracheidenzellwandstärken wird diese ökonomische Vorgehensweise empfohlen. Der Vorteil bei der Untersuchung der holzanatomischen Merkmale liegt in der arbeitstechnischen Möglichkeit, die Anfangsstichproben (innerhalb der Stämme) falls nötig auch erweitern zu können.

5 Literatur

- Babos, K. 1973: Vergleichende anatomische Untersuchung von Kiefernholz verschiedener Standorte (II). Holztechnologie 4:203–207
- Dinwoode, J. M. 1965: The relationship between fiber morphology and paper properties: A review of literature. Tappi 8:440–447
- Horn, R. A. 1974: Morphology of wood pulp fiber from softwoods and influence of paper strength. U.S. Dep. of Agr., Forest Serv., For. Prod. Lab., Madison, Wisconsin
- Owen, D. B. 1962: Handbook of Statistical Tables. Addison-Wesley, Reading
- Saborowski, J.; Hapla, F. 1985: Retrospektive Diskussion der Versuchsplanung für eine Holzqualitätsuntersuchung. Forstarchiv 3:118–121
- Sanio, K. 1972: Über die Größe der Holzzellen bei der gemeinen Kiefer (*Pinus sylvestris*). Jahrbuch f. wiss. Botanik 8:401–420
- Unger, E.; Unger, E.-W. 1964: Die Faserlänge als Bewertungsmaßstab für Papierstoffe in der beruflichen Praxis. Zellstoff und Papier 4:97–104