

ZUSAMMENHÄNGE ZWISCHEN FADENBEANSPRUCHUNG, FADENFESTIGKEIT UND DEN MORPHOLOGISCHEN KENNWERTEN DES FADENS

Von

M. JEDERÁN, J. KOCSIS, L. VAS und F. CSÁSZI

Lehrstuhl für Textiltechnik und Leichtindustrie, Technische Universität, Budapest

Eingegangen am 30. März, 1979

Die Untersuchung der Zusammenhänge der Fadenbeanspruchung, der Fadenfestigkeit und der Wahrscheinlichkeit der Fadenbrüche ist begründet, da in den letzten Jahrzehnten die Geschwindigkeiten der textiltechnologischen Prozesse sprunghaft wuchsen und demzufolge neue Ansprüche an Garnqualität und Prozeßumstände gestellt wurden. Trotz dieser Ereignisse können derzeit die exakten Forderungen an das Garn nicht bestimmt werden, da die im Laufe eines bestimmten technologischen Prozesses die Fadenbrüche beeinflussenden zwei grundsätzliche Faktoren, die Gestaltung und gegenseitige Wirkung:

- der Reißfestigkeit den Faden entlang und
- der Garnbeanspruchung durch die Technologie (Garnzugkräfte)

unbekannt sind. In der gegenwärtigen Studie werden die im Laufe der Untersuchung dieser Faktoren erhaltenen Ergebnisse zusammengefaßt.

1. Verlauf der Beanspruchung der Fadenlaufbahn

Der Verlauf der Beanspruchung der Fadenlaufbahn ist außerordentlich mannigfaltig. Vom Gesichtspunkt der grundsätzlichen Untersuchungen ist die Gestaltung der Zugkraft des Schusses die Fadenlaufbahn entlang der STB-Webmaschine ein mannigfaltiger Vorgang, der als eine typische komplexe Beanspruchung betrachtet werden kann (Abb. 1.). Durch Messungen gemäß Abb. 2. wurde die Gestaltung der Spitzenbeanspruchungen festgestellt. Die Verteilung der Zugkrafthöchstwerte wurde rechnergestützt aus dem Registrat ermittelt. In Abb. 3. ist die relative Verteilung der auf der STB-Webmaschine während 2400 Schüssen mit einem Baumwollgarn Nm 50/1 gemessenen maximalen Spitzenwerte dargestellt. Die Abbildung zeigt das Histogramm der relativen Häufigkeitswerte der bei zwei Durchmesser der Kreuzspule mit 120 mm Hublänge registrierten Zugkraftmaxima.

In Abb. ist festzustellen, daß bei einer Durchmesserabnahme von 33 mm der Durchschnittswert der Spitzenhöchstwerte von 113,2 cN auf 144,7 cN, die

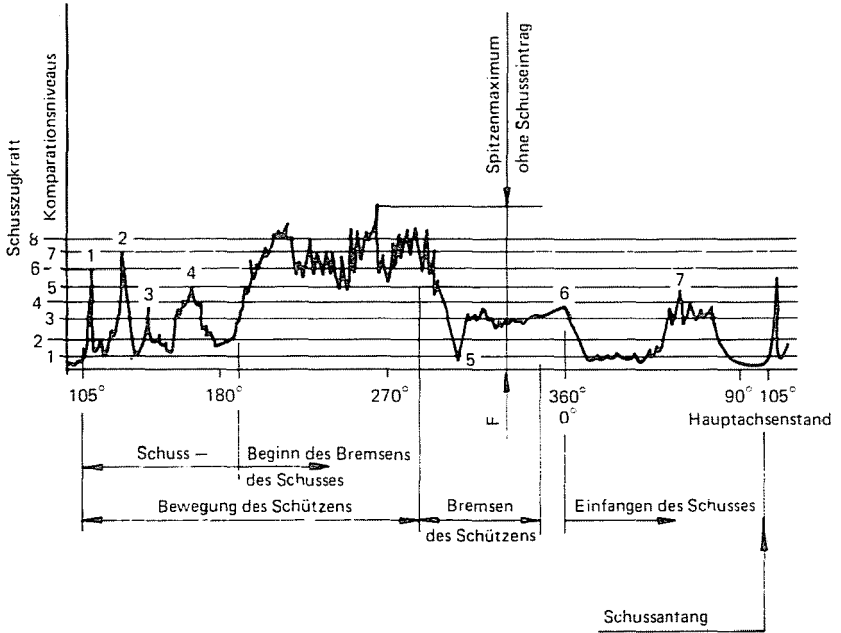


Abb. 1. Zusammengesetzter Vorgang der Garnbeanspruchung bei der Schusseintragung auf einer STB-Webmaschine

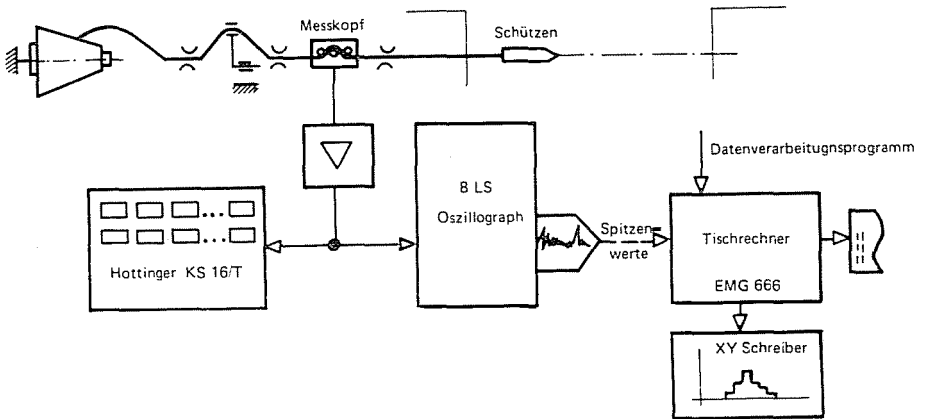


Abb. 2. Meßanordnung für die Spitzenbeanspruchung

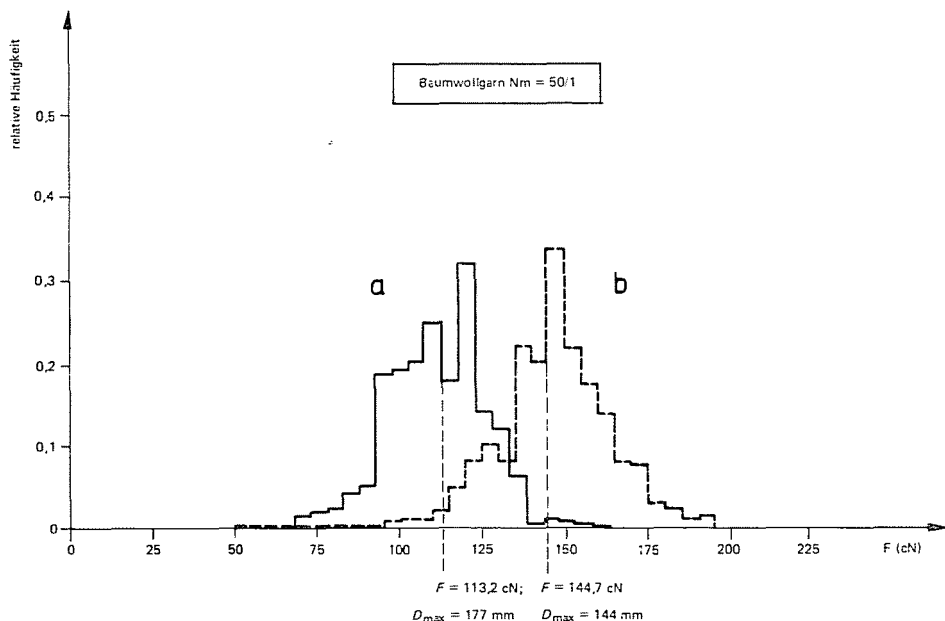


Abb. 3. Verteilung der Spitzenmaxima der mit Baumwollgarn Nm = 50 bei zwei verschiedenen Spulendurchmessern D_{\max} erhaltenen Zugkräfte

Streuung von 20,4 cN auf 24 cN wuchs, während sich das Ausmaß der registrierten, abgelesenen Daten — in Klassenbreiten — nicht änderte, in beiden Fällen betrug es 100 cN.

Die kennzeichnende Verteilung der Beanspruchung wird auch durch die Geschwindigkeit der Fadenlaufbahn wesentlich beeinflusst, dieser Einfluß wurde seit langer Zeit als das zentrale oder damit verbundene Thema der diesbezüglichen Forschungen behandelt. Diesbezüglich wird auf das Schrifttum (2), (3) und (4) hingewiesen. Nach übereinstimmenden Erfahrungen werden durch die Steigerung der Fadengeschwindigkeit der Durchschnittswert, die Spitzenwerte und die Streuung der Beanspruchung erhöht. Das Gesagte weist darauf hin, daß die Höchstwerte der Beanspruchung der Fadenlaufbahn durch deterministische (D_{\max} Werte) wie auch durch stochastische (z. B. morphologische) Kenngrößen beeinflusst werden. Deshalb können diese Zusammenhänge nur durch zu massenhaften Datenerfassung geeignete Verfahren und Auswertungsmethoden festgelegt werden.

2. Zusammenhänge zwischen Garnfestigkeit und den morphologischen Kenngrößen des Garnes

Die Längsfestigkeit der gesponnenen Garne ändert sich von Querschnitt zu Querschnitt.

Nach allgemeiner Auffassung sind die schwachen Stellen des Garnes gleichzeitig auch seine dünnen Stellen. Zur exakten Prüfung dieser Behauptung wurden die Querschnitts-Massenungleichmäßigkeitswerte (M_{ij}) der USTER-Diagramme von Garnabschnitten gleich der Reißlänge teilweise mit den Reißkraftwerten (F_{ij}), teilweise mit den Dehnungswerten (ε_{ij}) verglichen. Ferner wurden die Zusammenhänge zwischen den (F_{ij})- und (ε_{ij})-Verteilungen untersucht. Die mit dem Baumwollgarn Nm 50/1 erhaltenen Ergebnisse sind in Tab. 1. und 2. zusammengestellt. (Die Massenungleichmäßigkeit der Querschnitte wurde mit dem USTER-Gerät bestimmt.)

Von den Werten des Korrelationskoeffizienten ist festzustellen, daß zwischen je zwei Kenngrößen kein Zusammenhang besteht, denn die Korrelationskoeffizienten haben Werte fast gleich Null, bzw. schwanken sie um Null. Das deutet auf den Mangel eines funktionellen Zusammenhangs.

Nach den Untersuchungen besteht zwischen den Mindestwerten der Querschnittsmaße und den Mindestwerten der Garnfestigkeit, sowie der Garndehnung kein Zusammenhang, das heißt, es besteht auch kein gesetzmäßiger Zusammenhang zwischen Garnreißkraft und Garndehnung.

Nach einigen Mitteilungen (6) haben die vorhandenen Garnfehler — dicke Stellen, Knoten und dünne Stellen — determinierenden Einfluß auf die Garnreißkraft. Deshalb wurden die Untersuchungen auch auf den Zusammenhang zwischen der Anzahl und Art der Garnfehler sowie der Garnreißkraft ausgedehnt. Nach unseren Untersuchungen (1) besteht im gegebenen Falle zwischen der Reißkraft und der Anzahl der Garnfehler eine mit dem Koeffizienten $r=0,93$ gekennzeichnete Korrelation, was auf einen ausgesprochenen funktionellen Zusammenhang deutet, das heißt die Garnfehler haben einen bestimmenden Einfluß auf die Garnreißkraft.

3. Wahrscheinliche Bruchstellen im Garn

Im Laufe der Untersuchungen machten wir die Erfahrung, daß die Mehrheit der Bruchstellen in die Umgebung irgendeines Garnfehlers fällt. Da bei normalen Garnen die charakteristischen Garnfehler in signifikanter Weise nicht getrennt werden konnten, wurde ein Garn hergestellt, in welchem sich die charakteristischen Garnfehler (dünne, dicke Stellen) in kurzen Perioden wiederholten. Mit diesem Garne wurden 100 besonders vorbereitete quasi-statische Reißprüfungen gemacht. Wegen der kurzen Periodendauer wurde

Tabelle 1

Die querschnittmäßige Massenungleichheit ($M\%$), die Werte der Reißkraft und der Reißdehnung in Abhängigkeit von der Einspannlänge (l)

		M_{ij} (%)	Reißkraft F_{ij} (cN)	Reißdehnung ϵ_{ij} (mm)	Reißdehnung (%)
$l = 3$ cm	Durchschnittswert	33,869	302,904	2,313	7,71
	Streuung	27,758	96,773	1,932	6,44
5 cm	Durchschnittswert	34,606	297,540	2,274	4,55
	Streuung	26,691	107,906	2,244	4,49
10 cm	Durchschnittswert	37,556	279,856		
	Streuung	24,467	92,848	6,488	6,488
30 cm	Durchschnittswert	43,107	269,750	17,591	5,860
	Streuung	19,827	84,088	7,211	2,4
50 cm	Durchschnittswert	45,985	267,52	31,66	6,332
	Streuung	20,793	89,618	11,425	2,28

Tabelle 2

Korrelationskoeffizienten zwischen einzelnen Ergebnissen der Reißprüfungen und der Massenminima in Abhängigkeit von der Einspannlänge

Bezeichnungen: M_{ij} — Minima der Garnmasse

F_{ij} — Reißkraft (cN)

ϵ_{ij} — Reißdehnung

l — Einspannlänge (cm)

l (cm)	$M_{ij} \rightarrow F_{ij}$	$F_{ij} \rightarrow \epsilon_{ij}$	$M_{ij} \rightarrow \epsilon_{ij}$
3	-0,10879	0,33494	0,06155
5	-0,30935	0,19668	0,07926
10	-0,02096	-0,11700	0,02181
30	-0,13688	0,26930	-0,06365
50	0,01261	0,42506	-0,02147

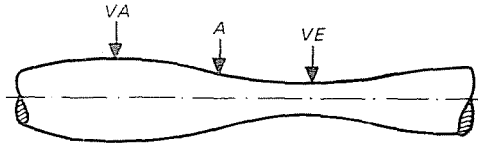


Abb. 4. Deutung der Bezeichnungen der Querschnittsgrößen

Tabelle 3

Durchschnittswerte der Reißkraft des bei 10 cm Einspannlänge gerissenen ungleichmäßigen Baumwollgarnes Nm = 50 mit Bezeichnung der Bruchstellen die Bezeichnung der Bruchstellen wurde in Abb. 4. gezeigt

Bruchstelle	Bezeichnung des Bruches	Zahl der Reißprüfungen	Reißkraft (cN)
Übergangsstelle (A)	Auseinandergleiten (C)	48	159
Übergangsstelle (A)	Bruch (S)	15	204,6
Undefinierbar	Auseinandergleiten (C)	15	161,6
	Bruch (S)	22	188,7

eine Einspannlänge von 10 cm eingestellt, so fielen die dicken Stellen des Garns immer in das Reißfeld. Gleichzeitig wurde der untersuchte Garnabschnitt vor und nach dem Reißen photographiert, ferner wurden die Stelle und der Charakter des Bruches beobachtet. Die Bruchstellen wurden nach Abb. 4. folgendermaßen bezeichnet:

VA – dicke Stelle

VE – dünne Stelle

A – Übergangsstelle

Die Bruchursachen wurden folgendermaßen bezeichnet:

S – Elementarfaserbruch

C – Gleiten der Elementarfaser.

Die Meßergebnisse der Versuchsreihe sind in Tab. 3. enthalten.

Aus Tab. 3. ist festzustellen, daß die Fadenreißkraft in der Mehrheit der Fälle an den Übergangsstellen (A) die kleinsten Werte aufweist. Durch eingehende Analyse der Daten kann festgestellt werden, daß

– sich 63% der Garnbrüche an Übergangsstellen ereignen;

– aus Gleitbrüchen immer auf irgendeinen Garnstrukturfehler geschlossen werden kann, da an solchen Stellen die Reißkraft gering ist. In unserem Falle zeigten die AC-Brüche (Gleitbruch) durchschnittlich um 45,6 cN (22,3%) geringere Reißkraft als die mit AS-bezeichneten Reißstellen.

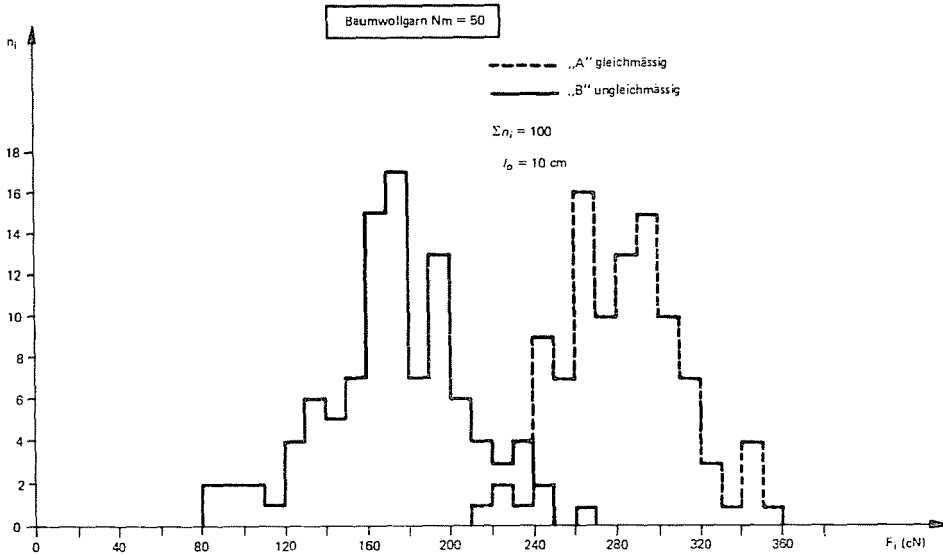


Abb. 5. Verteilungen der Zugkräfte bei gleichmäßigem ($U = 16\%$) und Modellgarn ($U = 100\%$)

Das aus derselben Mischung auf der gleichen Maschine erzeugte, gleichmäßige Garn ergab bei gleichfalls 10 cm Einspannlänge eine Reißkraft von $F_e = 279,8$ cN, demgegenüber wurden an Fehlerstellen folgende Reißkraftabnahmen festgestellt:

Garnfehler Typ AC	– 43,18%
Garnfehler Typ AS	– 26,88%
Garnfehler Typ C	– 42,25%
Garnfehler Typ S	– 32,36%

d. h. der Durchschnittswert der Reißkraft des fehlerhaften Garnes war $\bar{F} = 172,8$ cN, also durchschnittlich um 38,21% kleiner als die des gleichmäßigen Garnes.

Die Verteilung der Reißkraft des ungleichmäßigen Garnes, mit der des gleichmäßigen Garnes verglichen, wird in Abb. 5. dargestellt.

Zur Kontrolle unserer die Bruchstelle betreffenden Behauptung wurden Reißprüfungen auch mit 3 cm Einspannlänge durchgeführt. Abb. 6. zeigt die Lage und Bezeichnung der charakteristischen Bruchstellen innerhalb des eingespannten Abschnittes des Baumwollgarnes „B“.

Die erhaltenen Reißkrafteergebnisse sind in Tab. 4. zusammengefaßt. Aus der Tabelle ist festzustellen, daß im Vergleich zu der Reißkraft des

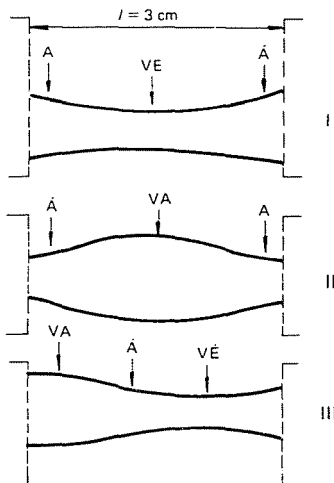


Abb. 6. Querschnittsbezeichnungen des zum Reißen verwendeten Garnabschnittes

Tabelle 4

Reißergebnisse an einem ungleichmäßigen Baumwollgarn $N_m = 50$ mit $l_0 = 3 \text{ cm}$ Einspannlänge (Einspannungsart und die Interpretation der Bruchstelle A in Abb. 6.)

Einspannung	n	F (cN)	Stellen und Zahl der Brüche		
			A	VE	VA
I.	50	223,2	25	25	—
II.	50	232,5	36	4	10
III.	50	238,4	41	7	2
$F_0 = 231,36$			102	36	12

gleichmäßigen Garnes von 302,9 cN die Reißkraft um 23,64% geringer ist. 68% der 150 Reißprüfungen erfolgten an Übergangsstellen (A), 24% an dünnen Stellen und 8% an dicken Stellen.

4. Einfluß der nach den USTER-CLASSIMAT-Fehlerklassen bestimmten Fehler auf die Garnfestigkeit

Nach unseren Untersuchungen sind die Übergangsstellen des Garnes potentielle Bruchgefahrstellen, und so können die Formfehler des Garnes unmittelbare Ursachen der Fadenbrüche bei der Verarbeitung sein. Um dies zu bestätigen, wurden Garnfehler-Festigkeitsprüfungen an einem Baumwollgarn von $N_m = 40$ Feinheit durchgeführt.

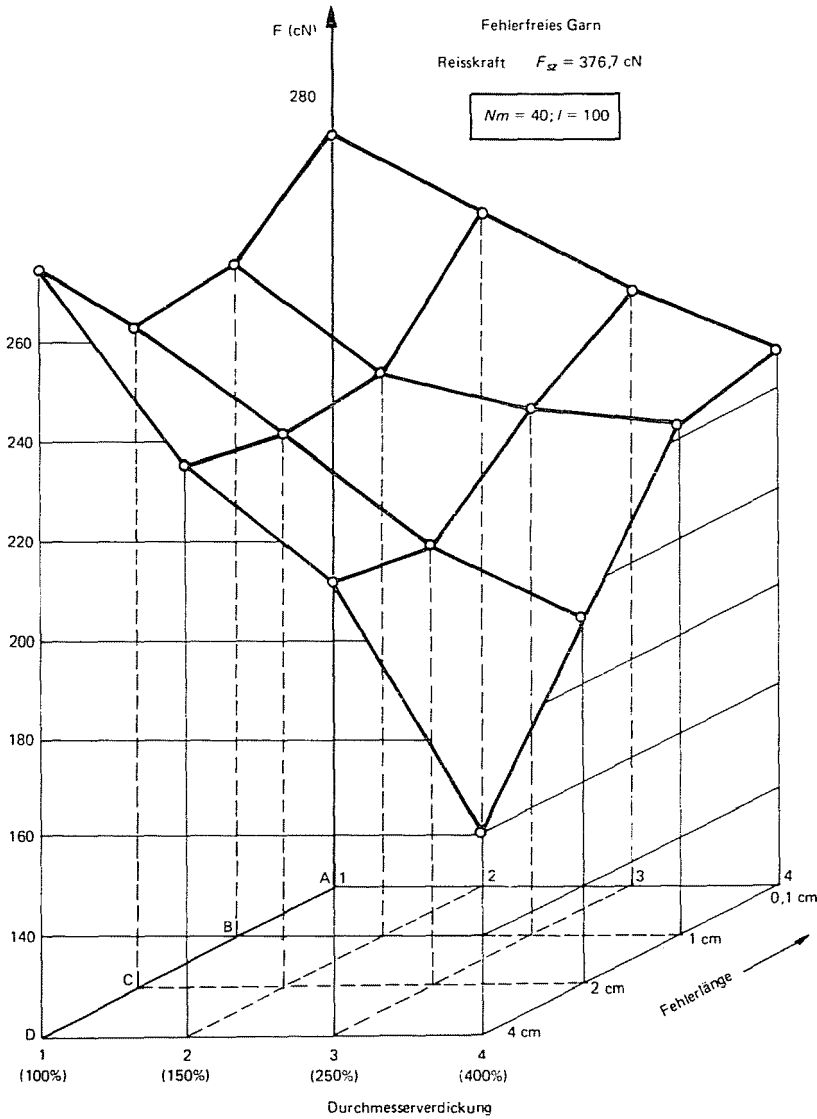


Abb. 7. Durchschnittswerte der Reißkräfte der Garnabschnitte mit USTER-CLASSIMAT-Fehlerklassen des Baumwollgarnes $N_m = 40$

Von den untersuchten Garnposten wurde die Festigkeit von ungefähr 100 Fehlerstellen jeder USTER-CLASSIMAT-Klasse bei 10 cm Einspannlänge geprüft. Die Ergebnisse, die Gestaltung der Durchschnittswerte der Reißkraft (\bar{F}_i) sind in Abhängigkeit von der Fehlerklasse in den Abb. 7–8. gezeigt. Aus den Abbildungen ist festzustellen, daß eine Zunahme der Fehlerlänge und der Dicke der Fehlerstelle zu starker Abnahme der Reißkraft führt.

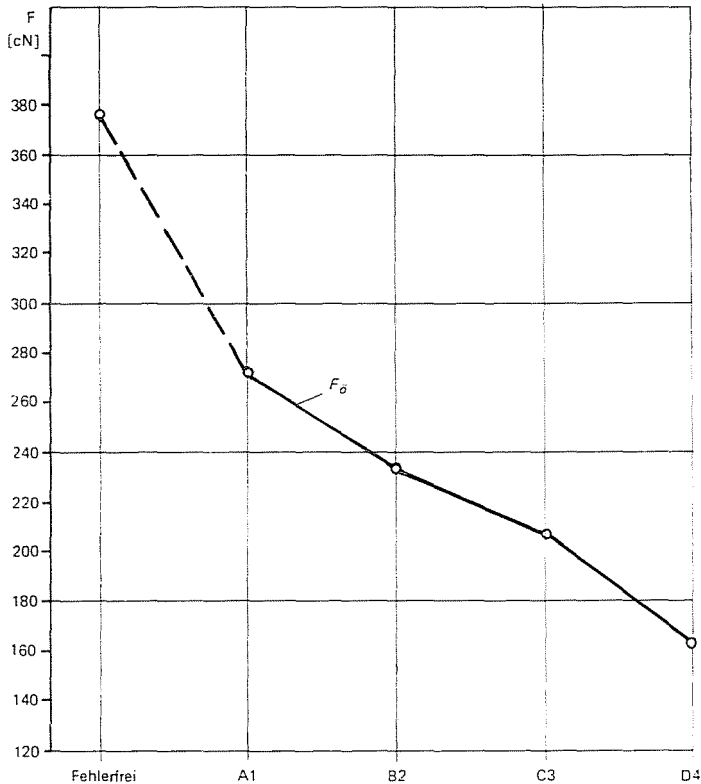


Abb. 8. Durchschnittswerte der Reißkräfte der fehlerfreien Fehlerklassen A1 – B2 – C3 – D4 enthaltenden Garnabschnitte des Baumwollgarnes $N_m = 40$

Die Prüfungen haben bestätigt, daß die Stellen der Garnfehler potentielle Gefahrstellen sind. Von den durchgeführten 1423 Reißprüfungen erfolgten 1034 Brüche (72,66%) mit Fasergleiten in der Nähe des Fehlers. Die reellen Garnfehler weisen darauf hin, daß die durchschnittliche Reißkraft bei an Übergangsstellen erfolgten Brüchen gegenüber der Reißkraft des fehlerlosen Garnes von $\bar{F} = 376,76$ cN um 41,7% kleiner und bei Gleitbrüchen der Fehlerklassen C3, C4, D4 um 72,3% kleiner ist. Das bedeutet, daß die dicken Stellen eigentlich die schwachen Stellen des Garnes sind. Die Übergangsstellen werden wegen der großen Anzahl der Brüche und wegen der im Vergleich zu der Reißkraft des gleichmäßigen Garnes geringen Reißkraft (in dem untersuchten Falle um 54,4% geringer) ebenfalls als gefährliche Querschnitte beurteilt.

In Abb. 9. wird in einem gemeinsamen Diagramm das Histogramm der relativen Häufigkeitswerte der bei der Reißprüfung von Baumwollgarn

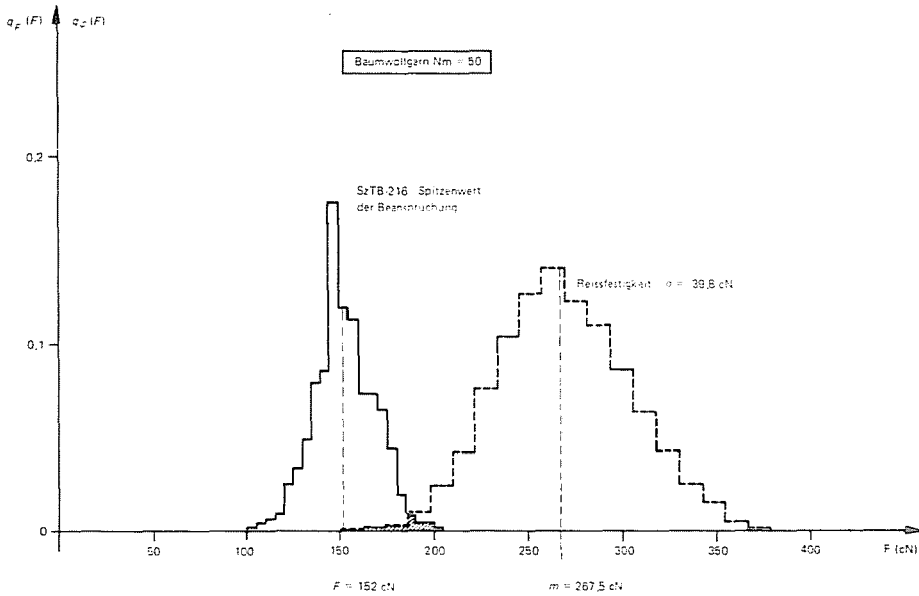


Abb. 9. Verteilung der Spitzenwerte der Garnbeanspruchung und der Garnfestigkeit des Baumwollgarnes $N_m = 50$

$N_m = 50$ erhaltenen sowie mit bestimmter Einstellung auf der STB-Webmaschine aufgenommenen schußweisen Spitzenmaxima gezeigt; letztere stammen aus der Beobachtung von 10 000 Schüssen.

Es ist ersichtlich, daß die niedrigsten Werte der Festigkeit und die höchsten Werte der Spitzenmaxima der Beanspruchung einander annähern, sogar sich überdecken. Es scheint, daß die Größe der Überdeckung mit der Wahrscheinlichkeit der Garnbrüche in Zusammenhang steht, deshalb wird dieser Umstand im nachfolgenden näher untersucht.

5. Die Wechselwirkung der Festigkeit und Beanspruchung, die Bruchwahrscheinlichkeit

Besonders bei durch Spinnen hergestellten Garnen ändert sich die Festigkeit oder die Reißkraft zufallsbedingt von Querschnitt zu Querschnitt. Erfahrungsgemäß weist der zeitliche Verlauf der in verschiedenen garnverarbeitenden technologischen Prozessen in einem bestimmten Garnlaufbahnabschnitt auftretenden Zugkraft ebenfalls zufällige Schwankungen auf.

So können sowohl die Längsfestigkeit (Reißkraft) des Garnes wie die zeitliche Beanspruchung als stochastische Vorgänge mit einem einzigen Parameter betrachtet werden.

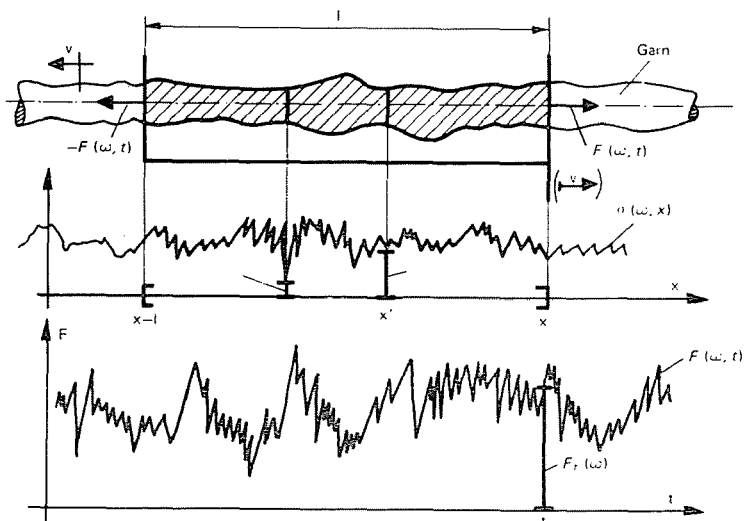


Abb. 10. Der zeitliche Verlauf der Garnfestigkeit und der Zugkraft

5.1 Allgemeine Fragen der Bruchwahrscheinlichkeit

Für die Untersuchung der zeitlichen Wechselwirkung zwischen Festigkeit und Zugkraft betrachten wir die Abb. 10., welche die in einem Abschnitt der Länge (l) des mit konstanter Geschwindigkeit (v) laufenden Garnes hervorgerufene, zeitlich veränderliche Zugkraft (F), bzw. den Längsfestigkeitsprozeß φ (Reißkraft) darstellt. In einem bestimmten Zeitpunkt tritt in jedem Querschnitt des Laufbahnabschnittes der Länge l eine Zugkraft $F_t(\omega)$ auf. Diese Zugkräfte sind Zufallsgrößen, deren Gesamtheit einen stochastischen Prozeß $F(\omega, t)$ bildet; $\omega \in \Omega$, wo Ω das Feld der elementaren Ereignisse ist. Die sich das Garn entlang von Querschnitt zu Querschnitt ändernde Reißkraft ist der stochastischer Vorgang $\varphi(\omega, x)$, dessen potentiell unendlich lange Realisation eben das gegebene Garn ist. In dieser Auffassung kann der Garnlauf mit einer Geschwindigkeit als ein Abtasten der Realisation bei einer Schubgeschwindigkeit v mit einem der betreffenden Garnlaufbahnlänge l gleich breiten Fenster betrachtet werden.

Für den Fadenbruch ist in einem bestimmten Zeitpunkt t die minimale Reißkraft Φ des Garnabschnittes der Länge l maßgebend,

$$\Phi(\omega; l, x_0; vt) := \min_{x'} \{ \varphi(\omega, x') : x' \in [x_0 - l + vt, x_0 + vt] \} \quad (1)$$

wo x_0 den zu dem Zeitpunkt $t=0$ gehörenden Anfangs-Abtastpunkt am Garn bedeutet.

Den Differenzprozeß durch $\zeta(\omega, t)$ bezeichnet, gilt

$$\zeta(\omega; l, x_0, v, t) := \Phi(\omega; l, x_0, vt) - F(\omega, t) \quad (2)$$

so ist die Bruchwahrscheinlichkeit im Zeitpunkt t :

$$p_s(t) = P(\{\omega: \zeta(\omega; l, x_0, v, t) < 0\}) \quad (3)$$

Folglich ist $p_s(t)$ die Wahrscheinlichkeit dessen, daß in einem bestimmten Zeitpunkt t die Reißkraft der mindest festen Stelle des im Fenster der Breite l befindlichen Garnabschnittes kleiner sei, als die im selben Zeitpunkt auftretende Garnzugkraft (9).

Wenn in einem bestimmten Zeitpunkt t , bei konstanten Werten von v, x_0 , die Verteilungen der Zufallsgrößen $F_t(\omega)$ und $\Phi_t(\omega)$ $Q_F(F, t)$ und $Q_\Phi(F, t)$ sind, ist nachdem diese Veränderlichen unabhängig sind, die Wahrscheinlichkeit des Bruches auf Grund von (13)

$$p_s(t) = \int_{-\infty}^{\infty} Q_\Phi(F, t) Q_F(dF, t) \quad (4)$$

bzw. falls die Häufigkeitsfunktion q_F der Verteilung Q_F existiert:

$$p_s(t) = \int_{-\infty}^{\infty} Q_\Phi(F, t) q_F(F, t) dF \quad (5)$$

Bei stationären Vorgängen $F(\omega, t)$ und $\Phi(\omega, t)$ sind die Verteilungen der Zufallsgrößen $F_t(\omega)$ und $\Phi_t(\omega)$ von der Zeit t unabhängig und als Verteilungen der Amplitudenwahrscheinlichkeit leicht zu messen. In diesem Falle ist die Bruchwahrscheinlichkeit:

$$p_s = \int_0^{\infty} Q_\Phi(F) q_F(F) dF \quad (6)$$

wo berücksichtigt wurde, daß die Garnfestigkeit und die Zugkraft nur positive Größen sein können.

Nach (6) ist die Bruchwahrscheinlichkeit in jedem bestimmten Zeitpunkt die gleiche. Nach Abb. 11. ist diese Wahrscheinlichkeit gleich dem Grenzwert der im Intervall $(0, \infty)$ gerechneten Summe der Wahrscheinlichkeiten der Ereignisse der Art {Reißkraft $\in (F, F + dF)$ und Reißkraft $< F$ }.

5.2 Eine Identifizierungsmöglichkeit der Bruchhäufigkeit

Eine in der Praxis beobachtete Brucherscheinung tritt in dem Zeitpunkt t auf, in welchem der Differenzprozeß $\zeta(\omega, t)$ die Nullebene in negativer Richtung überschreitet. Die Bestimmung der abschnittsweise angewendeten Meßzahl,

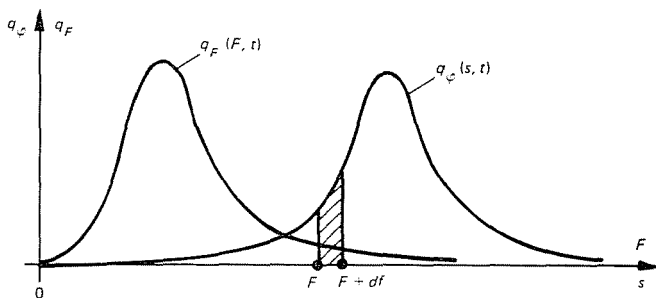


Abb. 11. Deutung der Bruchwahrscheinlichkeit auf Grund der Zugkraft- und Reißkraft-Verteilungen

die durchschnittliche Zahl der auf die Zeiteinheit bezogenen Brüche, kann auf diese Weise mit Hilfe des Zusammenhanges (2) auf ein Problem des Durchschneidens der Nullebene zurückgeführt werden.

Wenn $\zeta(\omega, t)$ ein stationärer Prozeß von Normalverteilung ist, dann ist nach (7) die Anzahl der auf die Zeiteinheit bezogenen Brüche

$$\lambda = \frac{1}{2\pi} \sqrt{\frac{C''_{\zeta\zeta}(0)}{C_{\zeta\zeta}(0)}} \tag{7}$$

wo $C_{\zeta\zeta}(\mathbf{u})$ die Autokovarianzfunktion von $\zeta(\omega, t)$ ist, und da $\Phi(\omega, t), F(\omega, t)$ unabhängige Vorgänge sind; so ist

$$C_{\zeta\zeta}(\mathbf{u}) = C_{\Phi\Phi}(\mathbf{u}) + C_{FF}(\mathbf{u}) \tag{8}$$

dementsprechend ist das Streuungsquadrat $C_{\zeta\zeta}(0)$:

$$C_{\zeta\zeta}(0) = D^2\zeta(\omega, t) = D^2\Phi(\omega, t) + D^2F(\omega, t) \tag{9}$$

$C''_{\zeta\zeta}(\mathbf{u})$ ist die zweite Derivierte von $C_{\zeta\zeta}(\omega)$, welche in dem Falle existiert, wenn $\zeta(\omega, t)$ ein differenzierbarer Vorgang ist.

Falls $\zeta(\omega, t)$ von Normalverteilung $N(M, \Sigma^2)$ ist und das Leistungsspektrum $S_{\zeta\zeta}(w)$ des stationären Vorganges $\zeta(\omega, t)$ die folgende Form hat

$$S_{\zeta\zeta}(w) = 2 \int_{-\infty}^{\infty} C_{\zeta\zeta}(\mathbf{u}) e^{-jw\mathbf{u}} d\mathbf{u}, \quad w \geq 0 \tag{10}$$

und

$$B^2 = \int_0^{\infty} w^2 S_{\zeta\zeta}(w) dw$$

dann ist nach V. V. BOLOTIN (7)

$$\lambda = \frac{B}{2\pi\Sigma} e^{-\frac{M^2}{2\Sigma^2}} \quad (11)$$

Wenn die unabhängigen stationären Teilprozesse, nämlich $\Phi(\omega, t)$ und $F(\omega, t)$ der Normalverteilung $N(m, \sigma^2)$ und $N(\bar{F}, s^2)$ folgen, dann ist infolge von (8)

$$M = m - \bar{F} \quad (12)$$

$$\Sigma = \sqrt{\sigma^2 + s^2}$$

Hier ist B eine Größe von der Art einer Zeichenänderungs-Geschwindigkeit, während m und F bzw. σ und s die Erwartungswerte der Festigkeit und der Beanspruchung bzw. ihre Streuung sind.

Demgegenüber hat die Erfahrung bewiesen (16), daß im Falle verschiedener Verarbeitungsprozesse — z. B. Spinnen, Spulen, Scheren, Weben — die Anzahl der zufälligen Fadenbrüche in einem bestimmten Zeitintervall der Poisson-Verteilung mit dem Parameter λT folgt, wo λ die Durchschnittszahl der auf die Zeiteinheit bezogenen Brüche bezeichnet. So ist die Wahrscheinlichkeit dessen, daß innerhalb einer Zeit T genau k Brüche auftreten

$$q_k(T) = \frac{(\lambda T)^k}{k!} e^{-\lambda T} \quad (13)$$

und die Wahrscheinlichkeit dessen, daß innerhalb der Zeit T mindestens ein Fadenbruch vorkommt:

$$q_s(T) = \sum_{k=1}^{\infty} q_k(T) = 1 - q_0(T) = 1 - e^{-\lambda T} \quad (14)$$

Das Ergebnis (8) angewandt, erhält man:

$$q_s(T) = 1 - \exp \left[-\frac{BT}{2\pi\Sigma} e^{-\frac{M^2}{2\Sigma^2}} \right] \quad (15)$$

$q_s(T)$ ist eine Art von Bruchwahrscheinlichkeit, ist aber nicht gleich p_s , da sich letztere auf eine in einem beliebigen, aber bestimmten Zeitpunkt vorliegende Lage bezieht, während $q_s(t) = 0$, wenn $T = 0$.

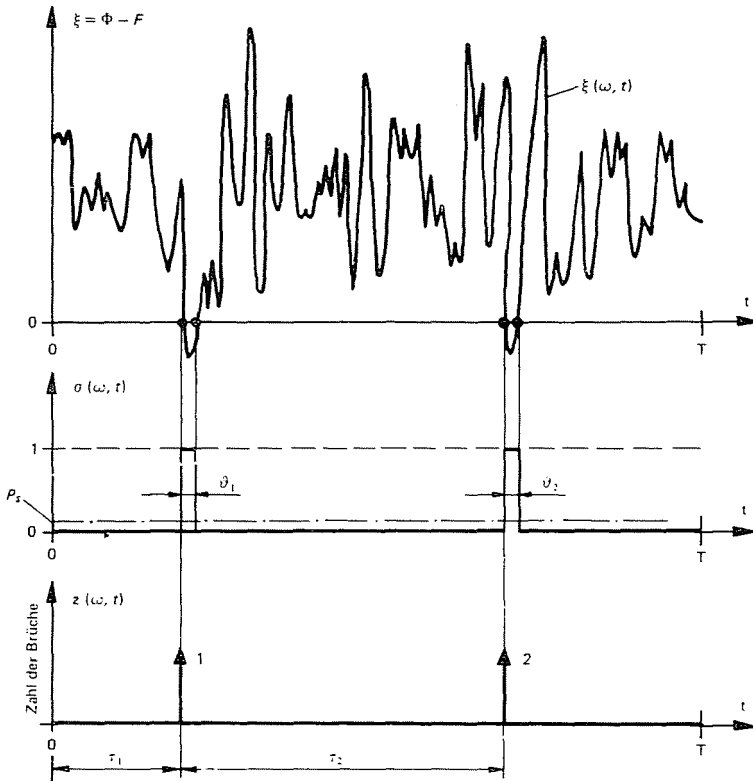


Abb. 12. Realisationsmodell der stationären Festigkeits-Belastung sowie der abgeleiteten Vorgänge

Wenn also die Autokovarianzfunktionen der Differenz- oder der Teilprozesse bekannt sind, und diese Prozesse eine Normalverteilung haben, so kann die Häufigkeit λ oder die Wahrscheinlichkeit $q_s(t)$ einfach bestimmt werden.

5.3 Zusammenhang zwischen Bruchwahrscheinlichkeit und Bruchhäufigkeit bei praktischen Garnlaufbahnvorgängen

In der Praxis ist die Zeitdauer des Ereignisses $\{\zeta(\omega, t) < 0\}$ infolge der Kürze der schwachen Stellen im Garn sehr kurz. Betrachten wir nun den in folgender Weise abgeleiteten charakteristischen Vorgang (Abb. 12.) von $\zeta(\omega, t)$:

$$\rho(\omega, t) := \begin{cases} 1, & \text{wenn } \zeta(\omega, t) < 0 \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad (16)$$

Ist $\zeta(\omega, t)$ ein ergodischer Prozeß, so ergibt sein ergodischer Mittelwert $\rho(\omega, t)$ die Bruchwahrscheinlichkeit p_s welche nach einem endlichen Abschnitt einer einzigen Realisation abgeschätzt werden kann.

$$p_s = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T \rho(\omega, t) dt \approx \frac{1}{T} \int_0^T \rho(\omega, t) dt \quad (17)$$

$\rho(\omega, t)$ ist eine im zufälligen Zeitintervall τ_i auftretende Impulsserie von zufälliger Breite \mathfrak{G}_i . Durch die Zahl der $0 \rightarrow 1$ Anläufe in einem Zeitintervall $(0, T)$ wird die Bruchanzahl $\iota_T(\omega)$ bestimmt.

Mit diesen Größen kann (17) auch in Summenform hergestellt werden:

$$p_s \approx \frac{1}{T} \int_0^T \rho(\omega, t) dt = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^{\iota_T(\omega)} \mathfrak{G}_i(\omega) \quad (18)$$

wo \mathfrak{G}_i eigentlich die Zeitdauer des i -ten Aufenthalts unter der Nullebene ist, welche der Länge der i -ten einlaufenden relativ „schwachen Stelle“ proportional ist und daher einen kleinen Wert hat.

Da die Brüche seltene Ereignisse und die \mathfrak{G}_i k Werte klein sind, können $\iota_T(\omega)$ und $\mathfrak{G}_i(\omega)$ als voneinander unabhängige Größen betrachtet werden, deshalb ist bei Berücksichtigung des Erwartungswertes der rechten Seite der Gleichung (18):

$$p_s = \frac{1}{T} M\mathfrak{G} \cdot M\iota_T \quad (19)$$

wo $M\iota_T$ die erwartungsmäßige Zahl der im Intervall $(0, T)$ auftretenden Brüche, während $M\mathfrak{G}$ ein der durchschnittlichen Länge der relativ „schwachen Stellen“ proportionaler Wert ist, und $M\iota_T = \lambda T$.

Damit ergibt sich:

$$p_s = \lambda M\mathfrak{G} \quad (20)$$

das heißt in einem ergodischen Falle kann p_s mit Hilfe der durchschnittlichen Bruchhäufigkeit λ hergestellt werden. Sogar ist

$$p_s \approx q_s(\Delta T)$$

wenn $\Delta T \approx M\mathfrak{G}$ ein kleiner Wert ist, da in diesem Falle

$$q_s(\Delta T) = 1 - e^{-\lambda \Delta T} \approx \lambda \Delta T \quad (21)$$

6. Beanspruchung und Festigkeitsvorgänge bei dem Schußprozeß der STB-Webmaschine

Die Länge der Fadenlaufbahnabschnitte, die Art der Garnförderung und der Verlauf der auf der Fadenlaufbahn auftretenden Beanspruchung — das heißt Zugkraft — sind bei den einzelnen Fadenlaufbahn-Technologien, sogar bei den einzelnen Maschinen sehr verschieden.

Vom dem Gesichtspunkt der grundsätzlichen Untersuchung wie auch der Praxis aus ist der Schußprozeß der STB-Webmaschine mit Greiferschützen von großer Bedeutung (Abb. 1.).

6.1. Allgemeine Kenngrößen der Beanspruchung und Festigkeitsvorgänge beim Schuß

Die während des Schusses abgewickelte Garnlänge wächst mit nahezu konstanter Geschwindigkeit v von einer Anfangslänge l_0 auf eine Länge l , angenommen, daß $l_0 \approx 0$ ist die Schußlänge. Die Schüsse erfolgen zeitlich periodisch, folglich enthält der Festigkeits- und Beanspruchungsvorgang für eine längere Zeit, eine periodische deterministische Komponente.

Die Bruchkraft des Garnes hängt von der Länge des untersuchten Garnabschnittes ab.

Die mit verschiedenen Einspannlängen ausgeführten je 100 Reißprüfungen brachten die Ergebnisse die in Abb. 13. Es ist ersichtlich, daß die durchschnittliche Reißkraft in dem untersuchten Bereich um etwa 23% abnimmt.

Erfahrungsgemäß folgt die Reißkraft des Garnes mit guter Annäherung der Normalverteilung. Nach PEIRCE (11) ist falls bei einer Länge l_1 die Reißkraft $N(m_1, \delta_1)$ der Normalverteilung folgt der Durchschnittswert der auf die Länge $l_2 = nl_1$ bezogenen Reißkräfte:

$$m_2 \approx m_1 - 4,2(1 - n^{\frac{1}{5}}) \sigma_1$$

und die Streuung beträgt:

$$\sigma_2 \approx \sigma_1 n^{-\frac{1}{5}}$$

wo n eine positive ganze Zahl ist.

Das kann leicht auf rationale Zahlen $\frac{n}{k}$ verallgemeinert werden (k, n sind positive ganze Zahlen), das heißt, bei

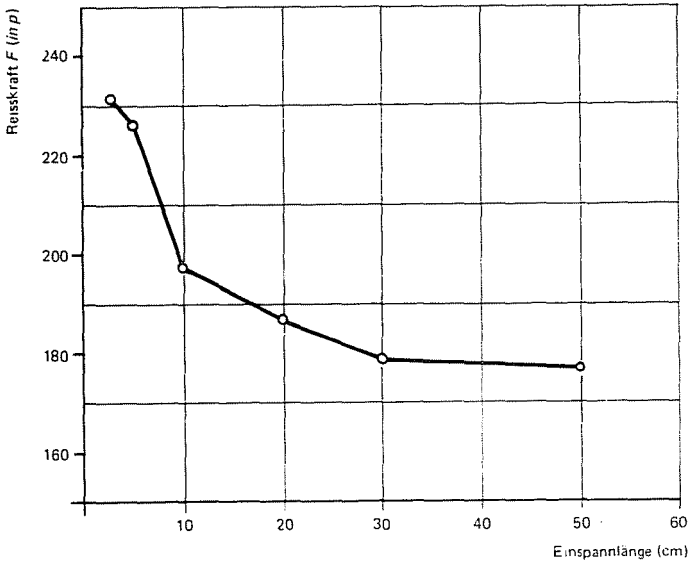


Abb. 13. Gestaltung der Reißkraftwerte des Baumwollgarnes in Anhängigkeit von der Einspannlänge

$l_2 = \frac{n}{k} l_1$ ($l \leq k \leq n$), wenn Reißprüfungen mit einer Länge l_1 durchgeführt wurden, sind bei der Länge l_2 der Durchschnittswert m_2 und die Streuung σ_2 im Verhältnis zu m_1 und σ_1

$$\frac{m_2}{m_1} = 1 - 4,2 \left(1 - \left(\frac{n}{k} \right)^{-\frac{1}{5}} \right) \frac{\sigma_1}{m_1} \quad (22)$$

$$\frac{\sigma_2}{\sigma_1} = \left(\frac{n}{k} \right)^{-\frac{1}{5}}$$

Abb. 14. zeigt die Gestaltung der Quotienten (22) als Funktion der relativen Streuung $\frac{\sigma_1}{m_1}$ und des Längenverhältnisses $\frac{n}{k}$.

Auf Grund des Obigen können die Festigkeits- und Beanspruchungsvorgänge während des Schusses auf der STB-Webmaschine im allgemeinen als lokale stationäre Prozesse folgender Form identifiziert werden (6):

$$\Phi(\omega, t) = A_1(t) + B_1(t) \cdot f_1(\omega, t)$$

$$F(\omega, t) = A_2(t) + B_2(t) \cdot f_2(\omega, t)$$

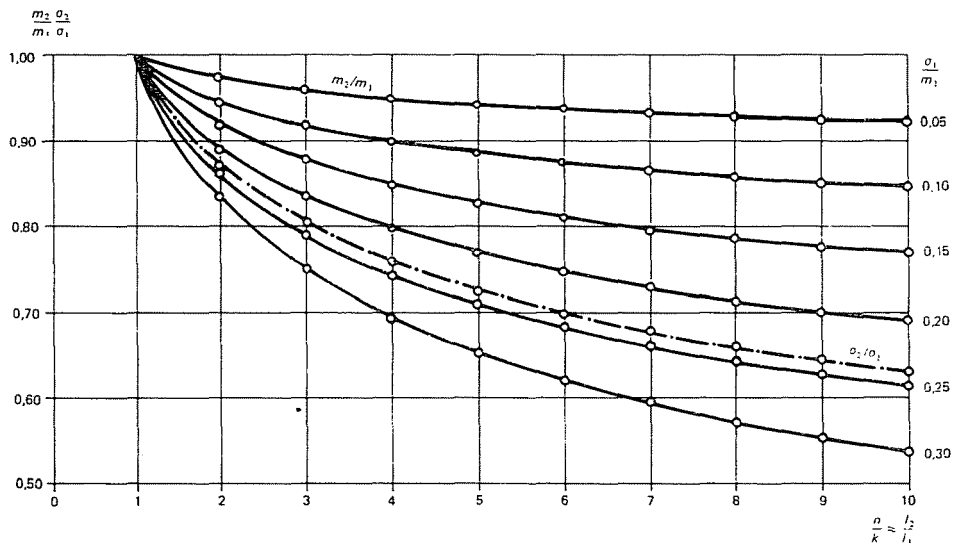


Abb. 14. Die Erwartungswerte der Reißkraft und der Streuung in Abhängigkeit von der Garnlaufbahnlänge

wo $A_1(t)$, $A_2(t)$ Funktionen der Erwartungswerte $B_1(t)$ und $B_2(t)$ Streuungsfunktionen und $f_1(\omega, t)$, $f_2(\omega, t)$ stationäre Vorgänge mit einem Erwartungswert Null und mit der Streuung l sind.

6.2. Vereinfachte Beschreibung der Beanspruchungs- und Festigkeitsvorgänge beim Schuß

Obige Identifizierungen sind trotz den Vereinfachungen kompliziert, deshalb wurde ein anderer Weg gewählt. Zu diesem Zweck haben wir die bestimmten Realisationen der Vorgänge $\Phi(\omega, t)$ und $F(\omega, t)$ in der Weise in aufeinanderfolgende Abschnitte geteilt, daß die Reihen der für die Abschnitte kennzeichnenden zufälligen Zahlen als eine stationäre Zeitreihe betrachtet werden können. Das Verfahren beruht auf der erwähnten Eigenschaft des Schußprozesses, daß die einzelnen Schüsse als voneinander unabhängige Versuche betrachtet werden können, bei denen das Garn entweder reißt, oder nicht (alternative Ereignisse).

Ist daher die Verteilung der Garnzugkraft z. B. aus quasi-statischen (erfahrungsmäßigen) Reißprüfungen für Einspannlängen bekannt, deren Ergebnisse unabhängig und von gleicher Verteilung sind, dann können diese auf Grund von (22) mit den Schußlängen verglichen werden.

Auf der STB-Webmaschine ist auch der Beanspruchungsvorgang periodisch, dessen Periodendauer durch die Drehzahl der Webmaschine bestimmt

ist. Der Schuß — die Förderung des Garnes — erfolgt nur in einem Teil dieser Zeit.

Betrachten wir nun die in den einzelnen Perioden meßbaren Maximalwerte der Zugkraft

$$F_i = \max_{t \in [(i-1)T, iT]} F(\omega, t), \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (23)$$

Die Reihe dieser darf wieder als eine Reihe von unabhängigen Zufallsgrößen gleicher Verteilung, als stationäre Zeitreihe betrachtet werden. Die aus dieser gebildete erfahrungsmäßige Verteilungsfunktion kann mit $Q_F(F)$ in (6) identifiziert werden. In dem Registrat des Zugkraftverlaufes in Abb. 1. wurde das Spitzenmaximum der Zugkraft nach (23) bezeichnet.

Infolge des speziellen Charakters des Schußprozesses wird durch die mit Hilfe dieser zwei Verteilungen nach (6) bestimmte Bruchwahrscheinlichkeit p_s , die durch (3) beschriebene Wahrscheinlichkeit gut angenähert.

Da die einzelnen Schüsse als von einander unabhängige, unter gleichen Bedingungen durchgeführte Versuche betrachtet werden können, kann gleichzeitig für eine bestimmte Schußzahl N mit der in obiger Weise abgeleiteten Wahrscheinlichkeit p_s auch die Anzahl N_s der ein Bruchereignis verursachenden Schüsse abgeschätzt werden:

$$p_s \approx \frac{N_s}{N}$$

das heißt

$$N_s \approx p_s N \quad (24)$$

In der Webindustrie ist es üblich, die Bruchhäufigkeit für 10^4 Schüsse anzugeben. In diesem Falle ist also

$$N_s \approx p_s \cdot 10^4 \quad (24.a.)$$

$p_s n_G = \lambda$ ergibt sogar die Anzahl der je Minute zu erwartenden zufälligen Brüche, mit welcher man die Wahrscheinlichkeit nach (14) erhält:

$$q_s(T) = 1 - e^{-p_s n_G T}$$

wo n_G die Drehzahl des Webstuhles ist.

6.3 Praktische Methoden zur Bestimmung der Bruchwahrscheinlichkeit für den Schußprozeß

Die Wahrscheinlichkeit p_s der während des Schusses auftretenden zufälligen Brüche kann nach folgenden Methoden abgeschätzt werden:

- durch im Versuche aufgenommene Dichtehistogramme. Diese Methode wird in dem Falle verwendet, wenn eine Überdeckung wie in Abb. 9. mindestens gleich einer Reißkraftstreuung vorliegt;
- durch Verwendung der erfahrungsmäßigen Dichtehistogramme in der Weise, daß die Reißkraftwerte \hat{Q}_Φ der Tabelle der angepaßten Normalverteilung $N(m, \sigma^2)$ entnommen werden. Diese Methode ist in dem Falle zu verwenden, wenn die Überdeckung vorhanden ist, ihr Längemaß aber kleiner als die Streuung der Reißkraft ist;
- durch Anwendung des Zusammenhanges (6). Dann werden die den beobachteten Histogrammen angepaßten Verteilungen sowohl der Reißkraft als auch der Zugkraftspitzen verwendet. Diese Methode ist in dem Falle anwendbar, wenn in dem Überdeckungsbereich die Häufigkeit der Ereignisse außerordentlich klein ist.

Bei der Methode *a*) stehen die Verteilungen Q_Φ und Q_F in Form der beobachteten Dichte-, bzw. Verteilungshistogramme zu Verfügung, aus welchen p_s mit einer endlichen Summe abschätzbar ist, wenn die Dichtehistogramme q_Φ und q_F einen gemeinsamen Bereich haben, wo keines den Wert Null hat:

$$p_s \approx \sum_{i=1}^n \hat{Q}_\Phi(F_0 + i\Delta F) \cdot \hat{q}_F(F_0 + i\Delta F) \Delta F \quad (25)$$

Hier ist F_0 diejenige untere Grenze des gemeinsamen Bereichs der Dichtehistogramme, wo keines den Wert Null hat;

ΔF = Klassenbreite von \hat{q}_F

n = die Zahl der \hat{q}_F Klassen, welche den gemeinsamen Bereich abdecken.

Wir haben mit einem Baumwollschußgarn Nm 50/1 auf der STB-216 Webmaschine Versuche durchgeführt. Die Maximalwerte der aufgenommenen Zugkräfte (Abb. 2.) repräsentierten, den normalen gegenüber eine um 30% erhöhte Beanspruchung. (Der charakteristische gemeinsame Bereich der Histogramme war nämlich nur auf diese Weise zu verwirklichen [siehe Abb. 9.]).

Nach dem zusammengezeichneten Histogrammen der Garnbeanspruchung und der Garnfestigkeit sind $F_0 = 153$ cN, $\Delta F = 5$ cN, $n = 10$. Damit ist nach (25)

$$p_s \approx 0,00407$$

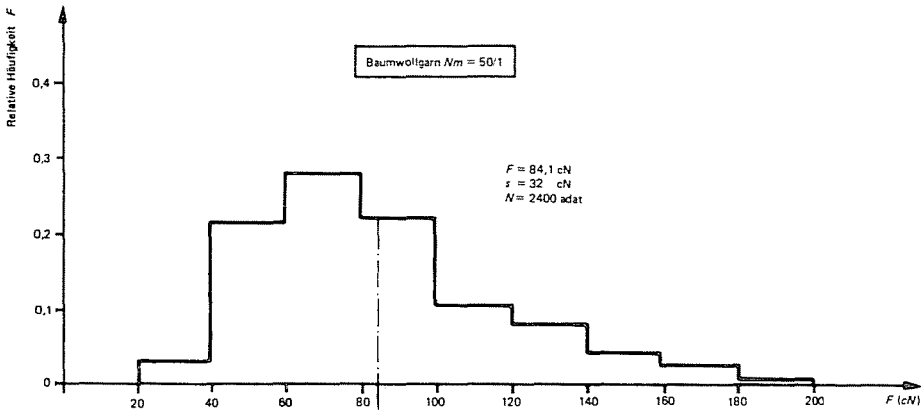


Abb. 15. Histogramm der Rayleigh-Verteilung

das heißt, daß bei der vorgegebenen Einstellung 40 Brüche je 10^4 Schüsse zu erwarten sind.

Wird die durchschnittliche Zugkraft des Schußgarns verringert — vorausgesetzt, daß die Verteilungen sonst unverändert bleiben — so ist bei Verringerung der Zugkraft um 10 cN (6,6%) die zu erwartende Bruchzahl $p_s = 14,4/10^4$ Schüsse, bei einer Verringerung um 20 cN (cca. 13%) $p_s = 4,66/10^4$ Schüsse. Bei Verringerung der Zugkraft um 30 cN (cca. 20%) ist der Erwartungswert der Bruchzahl $p_s = 0,86/10^4$ Schüsse.

Das obige Beispiel beweist also, daß in praktischen Fällen schon eine Verringerung der Spitzenbeanspruchung um 10 bis 20% für die zu erwartenden Schußbrüche eine außerordentliche Bedeutung hat.

Es sei bemerkt, daß BUDNIKOW (8) bei der Methode *a*) vorgeschlagen hat, die oberhalb des Überdeckungsbereichs befindlichen abwärtsgerichteten Aste der einzelnen Dichtefunktionen durch in die Endpunkte der Überdeckungsabschnitte laufende Parabeln anzunähern. Die vorgeschlagene Methode ist aber wegen der notwendigen Identifizierungen verwickelter als die Anwendung von (25).

In praktischen Fällen bieten sich die meisten Gelegenheiten zur Anwendung von Methode *c*).

Die Verteilung der Zugkraftspitzen kann in symmetrischen Fällen durch Normalverteilung (Abb. 9.), in asymmetrischen Fällen z. B. durch eine Rayleigh-Verteilung angenähert werden (Abb. 15.). Für die Anwendung der Methode *c*) nehmen wir an, daß die Verteilung der Zugkraftspitzen, und der Garnreißkräfte $N(\bar{F}, s^2)$, bzw. $N(m, \sigma^2)$, durch eine Normalverteilungen angenähert werden kann; da die Reißkraft und die Zugkraft wie auch die

einzelnen Schüsse unabhängig sind, wird auch ihre Differenz eine Normalverteilung haben, mit dem Erwartungswert $\Delta m = m - \bar{F}$ und dem

$$\text{Streuungsquadrat} \quad s^2 + \sigma^2 \quad (26)$$

Dann ist die Bruchwahrscheinlichkeit

$$p_s = 1 - \Phi\left(\frac{m - \bar{F}}{\sqrt{s^2 + \sigma^2}}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{\frac{\Delta m}{\sigma}}{\sqrt{1 + \left(\frac{s}{\sigma}\right)^2}}\right) \quad (27)$$

wo $\Phi(x)$ die Verteilungsfunktion der Standard-Normalverteilung $N(0, 1)$ ist.

Den Verlauf der nach (27) errechneten p_s -Werte zeigt Abb. 16. als Funktion der dimensionslosen Parameter $\frac{\Delta m}{\sigma}$ und $\frac{s}{\sigma}$. Im wesentlichen hat auch KRAUSE dieselben Ergebnisse wie in (Abb. 17.) erhalten (12).

Wenn die Spitzenwerte der Zugkraft eine Asymmetrie aufweisen, läßt sich für die Annäherung die verschobene Form der sogenannten Rayleigh-Verteilung (Abb. 17.) gut anwenden. Die Dichtefunktion $q_F(x)$ und die Verteilungsfunktion $Q_F(x)$ lauten in diesem Falle:

$$q_F(x) = \frac{2(x - F_0)}{a} e^{-\frac{(x - F_0)^2}{a}}, \text{ wenn } x \geq F_0, \text{ und sonst } 0 \quad (28)$$

$$Q_F(x) = 1 - e^{-\frac{(x - F_0)^2}{a}}, \text{ wenn } x \geq F_0, \text{ und sonst } 0$$

Ferner sind der Erwartungswert $F_0 + \frac{1}{2}\sqrt{a\pi}$

$$\text{das Streuungsquadrat} \quad a\left(1 - \frac{\pi}{4}\right), a > 0 \quad (29)$$

wo F_0 die Verschiebung, das heißt die untere Grenze der Spitzenwerte der Zugkraft bezeichnet.

Bei einer Normalverteilung $N(m, \sigma^2)$ der Reißkraft ist die Bruchwahrscheinlichkeit mit Umformung von (6):

$$p_s = 1 - \int_{F_0}^{\infty} q_{\Phi}(x) Q_F(x) dx = 1 - \int_{F_0}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} e^{-\frac{(x-m)^2}{2\sigma^2}} (1 - e^{-\frac{(x-F_0)^2}{a}}) dx = \quad (30)$$

$$= 1 - \Phi\left(\frac{m - F_0}{\sigma}\right) + \sqrt{\frac{a}{a + 2\sigma^2}} \cdot \Phi\left(\frac{M - F_0}{S}\right) e^{-\frac{(m - F_0)^2}{a + 2\sigma^2}}$$

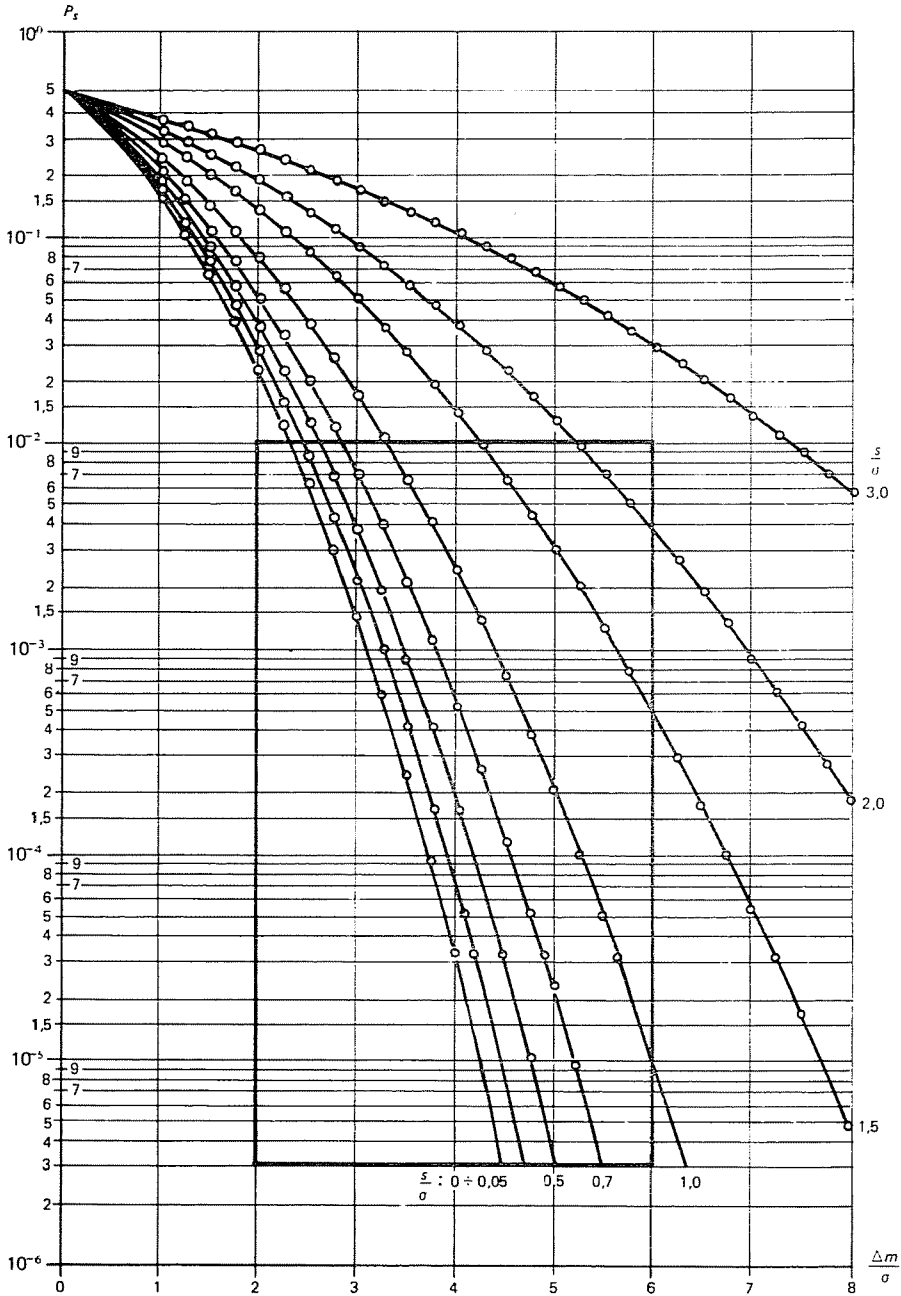


Abb. 16. Bruchwahrscheinlichkeit bei einer Verteilung $N(m, \sigma^2)$ der Reißkraft und einer Verteilung $N(M, s^2)$ der Beanspruchung

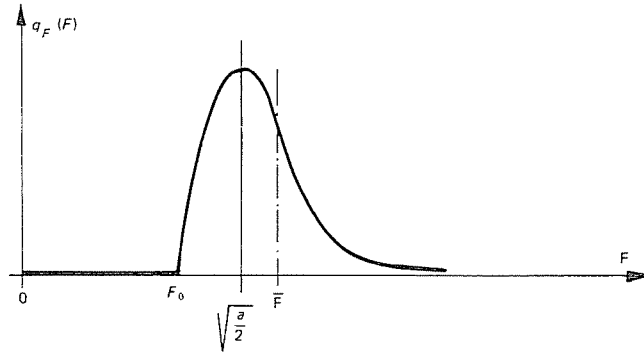


Abb. 17. Verschobene Form der Rayleigh-Verteilung

WO

$$M = m \frac{a + 2\sigma^2 \frac{F_0}{m}}{a + 2\sigma^2} \quad (31)$$

$$S^2 = \sigma^2 \frac{a}{a + 2\sigma^2}$$

und $\Phi(x)$ die Verteilungsfunktion der Standard-Normalverteilung ist.

Da man aus der Beobachtung der Spitzenwerte der Zugkraft den Durchschnitt \bar{F} und das erfahrungsmäßige Streuungsquadrat s^2 erhält, können s und F_0 in folgender Form ausgedrückt werden:

$$a = \frac{s^2}{1 - \frac{\pi}{4}}, \quad F_0 = \bar{F} - \frac{s}{\sqrt{\frac{4}{\pi} - 1}} \geq 0 \quad (32)$$

Es ist zu bemerken, daß die Rayleigh-Verteilung herangezogen werden kann, wenn

$$\frac{s}{\bar{F}} \leq \sqrt{\frac{4}{\pi} - 1} \approx 0,5227 \quad (33)$$

Man erhält die Bruchwahrscheinlichkeit für die Berechnung günstigerer Form aus:

$$p_s = 1 - \Phi\left(\frac{m - F_0}{\sigma}\right) + R\left(\frac{s}{\sigma}\right) \Phi\left[R\left(\frac{s}{\sigma}\right) \frac{m - F_0}{\sigma}\right] \sqrt{2\pi} \varphi\left(\frac{\frac{m - F_0}{\sigma}}{\sqrt{1 + \left(\frac{s}{\sigma}\right)^2 K^2}}\right) \quad (34)$$

wo

$$R\left(\frac{s}{\sigma}\right) = \sqrt{\frac{a}{a+2\sigma^2}} = \sqrt{\frac{\left(\frac{s}{\sigma}\right)^2 K^2}{1 + \left(\frac{s}{\sigma}\right)^2 K^2}}$$

$$K^2 = \frac{1}{2} \frac{1}{1 - \frac{\pi}{4}} \quad (35)$$

und $\Phi(x)$ die Häufigkeitsfunktion der Standard-Normalverteilung ist.

Werden a und F_0 durch s und \bar{F} ausgedrückt, erhält man die Bruchwahrscheinlichkeit als Funktion der den früheren gleichen dimensionslosen Parameter

$$p_s = 1 - \Phi\left(\frac{\Delta m}{\sigma} + \frac{s}{\sigma} K_1\right) +$$

$$+ R\left(\frac{s}{\sigma}\right) \cdot \Phi\left(R\left(\frac{s}{\sigma}\right) \left(\frac{\Delta m}{\sigma} + \frac{s}{\sigma} K_1\right)\right) \sqrt{2\pi} \varphi\left(\frac{R\left(\frac{s}{\sigma}\right) \left(\frac{\Delta m}{\sigma} + \frac{s}{\sigma} K_1\right)}{\frac{s}{\sigma} K_1}\right) \quad (36)$$

wo

$$\Delta m = m - \bar{F}$$

und

$$K_1 = K \sqrt{\frac{\pi}{2}} = \frac{1}{\sqrt{\frac{4}{\pi} - 1}} \quad (37)$$

Hier kann die Streuung wegen (32) nur solange wachsen, bis $F_0 = 0$ wird.

Im Falle von $\frac{s}{\sigma} \rightarrow 0$ erhält man den gleichen Grenzwert wie mit (27)

$$p_s \rightarrow 1 - \Phi\left(\frac{\Delta m}{\sigma}\right), \text{ wenn } \frac{s}{\sigma} \rightarrow 0$$

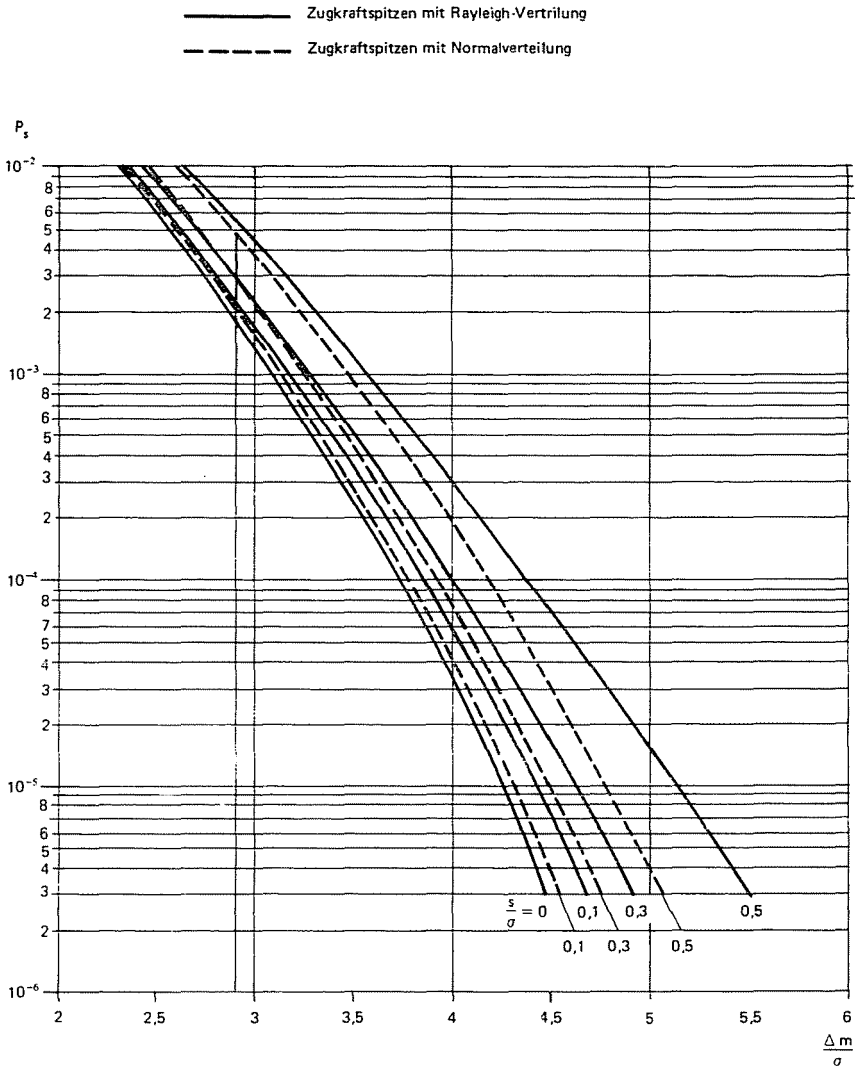


Abb. 18. Funktionsbild des Zusammenhanges (36) mit Zugkraftspitzen von Normal- und Rayleigh-Verteilung

Im Abb. 18. ist (36) in den Bereichen der Parameter $\frac{s}{\sigma} = 0 \div 0,5$ und $\frac{\Delta m}{\sigma} = 2 \div 6$ dargestellt. Die durch Gleichung (27) beschriebenen Kurven wurden mit gestrichelter Linie gezeichnet. Es ist ersichtlich, daß wenn $\frac{\Delta m}{\sigma} < 3,5$ oder $\frac{s}{\sigma} < 0,1$, die Abweichung unwesentlich ist, und für eine informative Schätzung von der Verteilung unabhängig auch (27) entspricht.

6.4 Praktische Anwendung

Wenden wir nun die Methode *c*) auf den Fall in Abb. 9. an. Man erhält bei $\frac{\Delta m}{\sigma} = 2,9$ und $\frac{s}{\sigma} = 0,412$ aus den Diagrammen in Abb. 18. durch Interpolation für die Zugkraftspitzen sowohl mit Rayleigh- wie auch mit Normalverteilung

$$p_s \approx 4 \times 10^{-3} \hat{=} 40 \text{ Brüche}/10^4 \text{ Schüsse.}$$

das heißt man erhält nach diesem Verfahren mit guter Näherung dieselben Ergebnisse wie nach der Methode *a*). In diesem Falle ist die Länge der Überdeckung $n\Delta F = 50 \text{ cN} > \sigma = 39,8 \text{ cN}$. Wenn man ähnlich wie früher die durchschnittliche Zugkraft \bar{F} des Schusses um 10 cN verringert, wird — vorausgesetzt daß sonst die Verteilungen unverändert bleiben $\frac{\Delta m}{\sigma} = 3,15$ und der abgelesene Wert ist bei Normalverteilung der Zugkraftspitzen:

$$p_s \hat{=} 16 \text{ Brüche}/10^4 \text{ Schüsse}$$

bei Rayleigh-Verteilung der Zugkraftspitzen:

$$p_s \hat{=} 18,5 \text{ Brüche}/10^4 \text{ Schüsse.}$$

In diesem Falle ist die Länge der Überdeckung

$$n\Delta F = 8,5 = 40 \text{ cN} > \sigma.$$

Nach der Methode *a*) haben wir 14,4 Brüche/10⁴ Schüsse erhalten.

Wird \bar{F} um 20 cN verringert, ist $\frac{\Delta m}{\sigma} = 3,4$ und bei Normalverteilung:

$$p_s \hat{=} 7,5 \text{ Brüche}/10^4 \text{ Schüsse,}$$

bei Rayleigh-Verteilung

$$p_s \hat{=} 9 \text{ Brüche}/10^4 \text{ Schüsse;}$$

dann ist die Länge der Überdeckung $n\Delta F = 6,5 = 30 \text{ cN} < \sigma = 39,8 \text{ cN}$. Im Vergleich zu den nach Methode *a*) erhaltenen 4,66 Brüchen 10⁴ Schüsse ergibt sich, daß wegen der kleinen Überdeckung die Methode *a*) zu kleine Werte liefert. Bei einer Verminderung um 30 cN ergibt sich schon eine Abweichung von einer Größenordnung: $\frac{\Delta m}{\sigma} = 3,65$ und bei Normalverteilung: $p_s \hat{=} 3,3$

Brüche/10⁴ Schüsse, bei Rayleigh-Verteilung: $p_s \hat{=} 4,5$ Brüche/10⁴ Schüsse während die Länge der Überdeckung $n\Delta F = 4 \cdot 5 = 20 \text{ cN} < \sigma = 39,8 \text{ cN}$ und die nach Methode *a*) ermittelte Bruchzahl 0,86 Brüche/10⁴ Schüsse ist.

Es ist auch ersichtlich, daß sich die Normalverteilung der Spitzenwerte der Zugkraft an die symmetrische Verteilung in Abb. 9. besser anpaßt als die

Rayleigh-Verteilung. Es ist weiter festzustellen, daß zur Bestimmung der Anwendungsbereiche der Methoden *a)*, *b)*, *c)* ein Vergleich der Länge des Überdeckungsbereiches und der Streuung der Reißkraft gut zu verwenden ist.

Zusammenfassung

Es wurden die Zusammenhänge zwischen der Garnfestigkeit und den morphologischen Kennwerten der Garne untersucht. Es wird nachgewiesen, daß die wahrscheinlichen Garnbruchstellen in die Umgebung eines Garnfehlers fallen. Durch eingehende Analyse wurde ein Zusammenhang zwischen den Garnfehlern nach den USTER CLASSIMAT-Fehlerklassen und der Festigkeit nachgewiesen. Die allgemeinen Probleme der Bruchwahrscheinlichkeiten wurden analysiert. Mit Berücksichtigung der Verteilungen der Garnfestigkeit, wie auch der Garnbeanspruchung während des Schusses auf der STB-Webmaschine wurde die praktische Anwendung der theoretischen Methoden gezeigt.

Literatur

1. Fonalgénybevételek-fonalszilárdság és fonalszakadás valószínűségi összefüggései. BME Kutatási zárójelentés, Budapest, 1976.
2. WEGENER, W.—SCHUBERT, H.: Das Kreuzspulen synthetischer Garne mit hohen Garnabzugsgeschwindigkeiten. Melliand Textilberichte Int. Teil I. 44, Jg. 1963. Aug., 1963. Sept. Teil II. 46, Jg. 1965. Jan., 1965. Febr.
3. SCHWEIZER, E.: Fadenspannungsspitzen und Fadenbruchhäufigkeit bei Ringspinnen. Mitteilungen über Textilindustrie No. 2., Febr. 1964.
4. NAGY, I.: Fonodai fonalszakadások. MTKI Felsőoktatási Jegyzetellátó, Budapest 1954.
5. MICKEN, K.: Die Uster-Qualitäts-Meßgeräte, Spinner und Weber. 1961. 79. p. 418—427.
6. BENDAT, J. S.—PIERSOL, A. G.: Random Data: Analysis and Measurement Procedures, John Wiley et Sons, Inc. New York, 1971.
7. BOLOTIN, V. V.: Statisztikai módszerek a szerkezet mechanikájában. Műszaki Könyvkiadó, Budapest, 1970.
8. BUDNIKOW, W. I.: O verojatosnosti obrywa prjashi. Nautschoissledovatelskie trudy MTI, t. XXII. Moskau, isd-wv. „Legkaja industria“ 1969. p. 106—109.
9. Fonalgénybevétel-fonalszilárdság és fonalszakadás valószínűségi összefüggései. II. BME Kutatási zárójelentés, Budapest, 1977. Manuskript.
10. FREY, T.: Sztoczasztikus folyamatok. Tankönyvkiadó, 1975. Manuskript.
11. GYIMES, J.: Textilanyagok fizikai vizsgálata. Műszaki Könyvkiadó. Budapest, 1968.
12. KRAUSE, H. V.: Werden als Folge der höheren Tourenzahl bei Webmaschinen bessere Garne benötigt? Textil Praxis International 1977. März, 32. p. 263—272.
13. RÉNYI, A.: Valószínűségszámítás. Tankönyvkiadó, Budapest, 1968.
14. VINCZE, I.: Matematikai statisztika ipari alkalmazásokkal. Műszaki Könyvkiadó, Budapest, 1965.
15. VROOMEN, F.: Autocorrelation, Spectre, Courbe B(L) Annales Scientifiques Textiles Belges XXII. Vol. 1974, Dec. No. 4. p. 294—303.
16. Fonallefejtők alkalmazásának feltételei SzTB szövőgépeken. BME Kutatási zárójelentés. Budapest, 1978. Manuskript.

Prof. Dr. Miklós JEDERÁN
 Dr. József KOC SIS
 László VAS
 Ferenc CSÁSZI

H-1521 Budapest