

## 1. Notwendigkeit des mathematischen Beschreibens von Schädigungsprozessen

Die Schädigung von landtechnischen Arbeitsmitteln ist ein stochastischer Prozeß. Die von einer Grundgesamtheit gleichartiger Elemente erreichte Grenznutzungsdauer ist eine Zufallsvariable, die vielen Einflüssen unterliegt. Daraus ergeben sich in der Instandhaltungspraxis große Schwierigkeiten für die Bereitstellung von Baugruppen und Einzelteilen. Diese bestehen insbesondere darin, daß der meist verwendete Mittelwert der Verbrauchskennziffer oder des Anfallsfaktors zu großen Streuungen unterliegt.

Ein hinreichend genaues Planen des Bedarfs an Baugruppen und Einzelteilen ist nur erreichbar, wenn unter Zuhilfenahme der Wahrscheinlichkeitsrechnung die Streuung der mittleren Verbrauchskennziffer oder des mittleren Anfallsfaktors in die Bedarfsplanung einbezogen wird. Eine Grundlage dazu ist die Kenntnis der Verteilungsfunktion des Schädigungsverhaltens [1] [2].

Vorliegende Arbeit stellt sich das Ziel, die hierfür anzuwendenden Verteilungsfunktionen darzulegen.

## 2. Eigenschaften von Verteilungsfunktionen

Aus der Literatur sind etwa 20 verschiedene Verteilungsfunktionen für stochastische Prozesse bekannt. Bei technischen Problemen treten die Weibull-, Normal-, Exponential-, Log-Normal-, Gamma- und die Erlangverteilung auf. Zum Teil enthalten sie die gleichen Sonderfälle, bei bestimmten Parametern sind sie nicht zu unterscheiden. Als die wesentlichsten sollen im folgenden Weibull-, Normal- und Log-Normalverteilung betrachtet werden.

### 2.1. Weibullverteilung

Die Wahrscheinlichkeitsverteilungsfunktion oder kurz Verteilungsfunktion hat die Form

$$F(t) = \begin{cases} 1 - \exp - \frac{(t - \gamma)^\beta}{\alpha} & \text{für } t \geq \gamma \\ 0 & \text{für alle anderen } t \end{cases} \quad (1)$$

Die Parameter  $\gamma$ ,  $\beta$ ,  $\alpha$ , können wie folgt definiert werden: Der Ortsparameter  $\gamma$  kennzeichnet die Lage der Verteilungsfunktion auf der Abszisse. Im allgemeinen ist  $\gamma$  gleich Null. Damit vereinfacht sich die Funktion zu einer zweiparametrischen. Ein Ortsparameter  $\gamma < 0$  kann Ausfälle während der Lagerung und des Transports beschreiben (z. B. Akkumulatoren, Meßgeräte usw.), bei  $\gamma > 0$  treten im Intervall  $t = [0, \gamma]$  keine Ausfälle auf [3].

Der Formparameter  $\beta$  beschreibt die Ausfallart [4]. Der Maßstabsparameter  $\alpha$  hat in der Form  $\eta = \alpha^{1/\beta}$  als „charakteristische Grenznutzungsdauer“ Bedeutung. Bild 1 zeigt

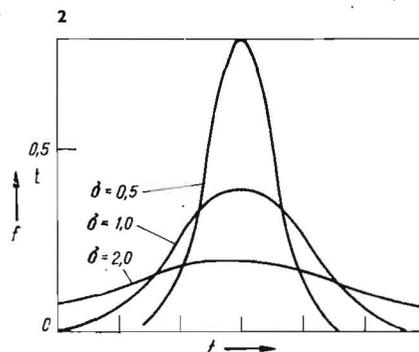
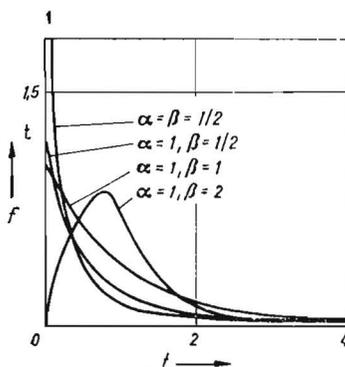


Bild 1  
Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Weibullverteilung ( $\gamma = 0$ ); [3]

$$f(t) = \begin{cases} \frac{\beta}{\alpha} \cdot t^{(\beta-1)} \cdot e^{-\frac{t^\beta}{\alpha}} & \text{für } t \geq 0 \\ 0 & \text{für } t < 0 \end{cases} \quad \begin{matrix} \alpha > 0 \\ \beta > 0 \end{matrix}$$

Bild 2  
Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Normalverteilung; [3]

$$f(t, \mu, \sigma) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t - \mu)^2}{2\sigma^2}}; \quad -\infty < t < +\infty$$

die Variabilität der Weibullverteilung anhand der Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion.

Statistische Maßzahlen ( $\gamma = 0$ ):

$$\text{Mittelwert} \quad E(X) = \mu = \alpha^{1/\beta} \Gamma(1 + 1/\beta) \quad (2)$$

$$\text{Varianz} \quad \mu_2 = \sigma^2 = \alpha^{2/\beta} [\Gamma(1 + 2/\beta) - \{\Gamma(1 + 1/\beta)\}^2] \quad (3)$$

$$\text{häufigster Wert} \quad x = [\alpha(1 - 1/\beta)]^{1/\beta} \quad (4)$$

Die Weibullverteilung hat eine große Bedeutung für das Beschreiben des Schädigungsverhaltens. STANGE [5] hat mit Erfolg diese Verteilung für technische Gebrauchsgüter, wie Automobile, Dampflokomotiven usw., KAO [3] für elektronische Bauelemente angewendet. GNEDENKO [6] begründet die Tatsache des oftmaligen Vorliegens der Weibullverteilung damit, daß die beobachtete Grenznutzungsdauer eines Systems das Minimum der Grenznutzungsdauern einer großen Anzahl unabhängig wirkender Elemente ist. Ein Baugruppen- oder Systemausfall ist auf den Ausfall eines oder mehrerer Elemente zurückzuführen. Die Weibullverteilung repräsentiert also die Theorie des schwächsten Kettengliedes, d. h., der Baugruppen- oder Systemausfall erfolgt mit Erreichen der Grenznutzungsdauer des schwächsten Elements [3].

### 2.2. Normalverteilung

Die Verteilungsfunktion hat die Form

$$F(t) = \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^t \exp - \left[ \frac{(x - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] dx, \quad -\infty < t < +\infty \quad (5)$$

KAO [3] deklariert  $\mu$  als Ortsparameter und  $\sigma$  als Formparameter. Diese Deutung ist sehr anschaulich, aber nicht mit dem Ortsparameter der Weibullverteilung und seiner Aussage zu vergleichen. Bild 2 veranschaulicht besonders die Wirkung des Formparameters  $\sigma$  (Standardabweichung). Statistische Maßzahlen:

$$\text{Mittelwert} \quad E(X) = \mu \quad (6)$$

$$\text{Varianz} \quad \mu_2 = \sigma^2 \quad (7)$$

$$\text{häufigster Wert} \quad x = \mu \quad (8)$$

$$\text{Median} \quad M = \mu \quad (9)$$

Streng genommen dürfte die Normalverteilung für Grenznutzungsdaueruntersuchungen nicht verwendet werden, weil sie negative Grenznutzungsdauern zuläßt und eine Grundgesamtheit von  $N \rightarrow \infty$  voraussetzt. Diese Verteilung kommt

\* Sektion Landtechnik der Universität Rostock (Direktor: Prof. Dr.-Ing. habil. Chr. EICHLER)

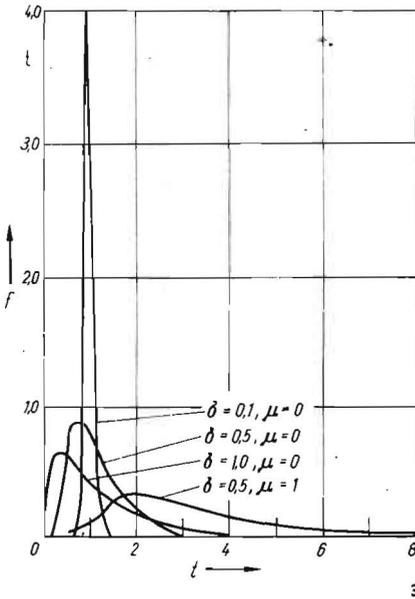
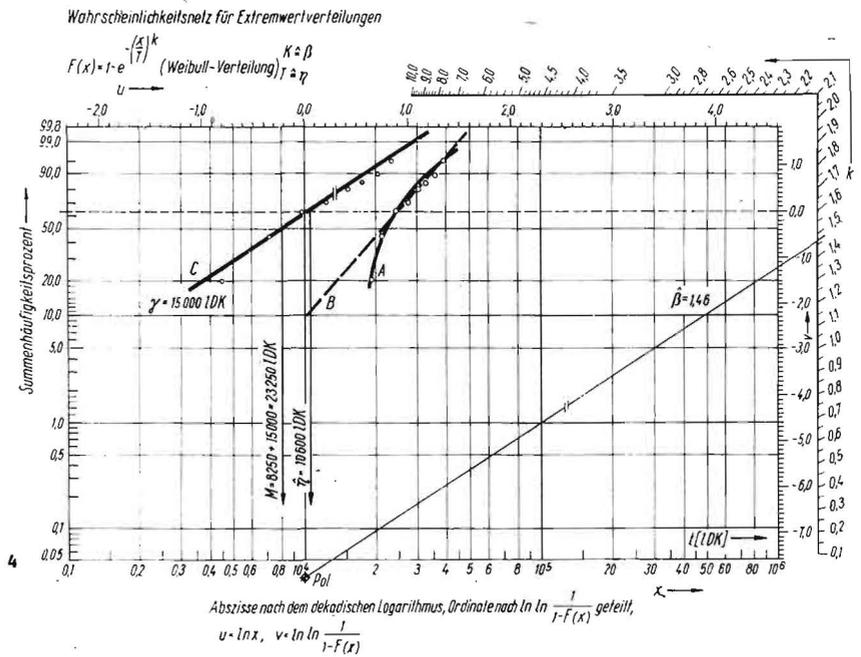


Bild 3. Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion der Log-Normalverteilung; [3]

$$f(t, \mu, \sigma) = \begin{cases} \frac{1}{t \sigma \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln t - \mu)^2}{2\sigma^2}} & \text{für } t > 0 \\ 0 & \text{für } t \leq 0 \end{cases}$$

Bild 4. Weibullverteilung der Abnutzungsausfälle des Motors vom Traktor U 650; A Originaldaten, B ausgleichende Gerade, C mit Ortsparameter



Abzisse nach dem dekadischen Logarithmus, Ordinate nach  $\ln \frac{1}{1-F(x)}$  geteilt,  
 $u = \ln x, v = \ln \frac{1}{1-F(x)}$

Tafel 1. Bestimmen des Formparameters  $\beta = 1/\lambda$  [8]

$\lambda$	$E(x)/\sigma$	$\lambda$	$E(x)/\sigma$	$\lambda$	$E(x)/\sigma$	$\lambda$	$E(x)/\sigma$
0,01	78,534	0,08	10,271	0,35	2,634	0,70	1,408
0,02	39,543	0,09	9,183	0,40	2,337	0,75	1,320
0,03	26,542	0,10	8,312	0,45	2,104	0,80	1,242
0,04	20,039	0,15	5,688	0,50	1,913	0,85	1,172
0,05	16,135	0,20	4,366	0,55	1,755	0,90	1,109
0,06	13,531	0,25	3,564	0,60	1,621	0,95	1,052
0,07	11,669	0,30	3,024	0,65	1,508	1,00	1,000

durch additives Zusammenwirken vieler Zufallsgrößen zustande [7]. Die Normalverteilung repräsentiert bei großer Zahl der Elemente die „parallel strand theory“ (Parallel-Strang-Theorie), d. h., erst wenn alle Elemente ihre Grenznutzungsdauer erreicht haben, bricht das System zusammen [3].

Die Normalverteilung wird vor allem für Zufallsfehler physikalischer Meßgrößen und näherungsweise für Grenznutzungsdaueranalysen verwendet.

**2.3. Log-Normalverteilung**

Sind die Logarithmen der Grenznutzungsdauer  $Z = \ln t$  normalverteilt, liegt eine Log-Normalverteilung in der Form vor

$$F(t) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_0^t \frac{1}{x} \exp - \left[ \frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2} \right] dx & \text{für } t > 0 \\ 0 & \text{für } t < 0 \end{cases} \quad (10)$$

Der Parameter  $\mu$  verhält sich wie ein Maßstabsparameter für die Log-Normalvariable  $t$ , obwohl er ein Ortsparameter für die Normalvariable  $\ln t$  ist. Der Parameter  $\sigma$ , ursprünglich ein Maßstabsparameter für  $\ln t$ , wird zum Formparameter für  $t$  [3]. Wie bei der Weibullverteilung läßt sich auch hier ein Ortsparameter  $\gamma$  mit gleicher Deutung einführen. Die Variabilität der Log-Normalverteilung ist im Bild 3 dargestellt. Statistische Maßzahlen:

- Mittelwert  $E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$  (11)
- Varianz  $\mu_2 = e^{2\mu + \sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1)$  (12)
- häufigster Wert  $x = e^{\mu - \sigma^2}$  (13)
- Median  $M = e^{\mu}$  (14)

Die Entstehung einer logarithmischen Normalverteilung kann nach AITCHISON und BROWN [7] darauf zurück-

geführt werden, daß viele Zufallsgrößen multiplikativ zusammenwirken. Das Wirken einer Zufallsänderung ist der zuvor bestehenden Größe proportional. Die Log-Normalverteilung repräsentiert also die Proportional-Effekt-Theorie; z. B. wird das Risßwachstum von Ermüdungsrissen mit dieser Theorie beschrieben [3].

Die Log-Normalverteilung findet Anwendung in Grenznutzungsdaueranalysen, sie erlaubt im Gegensatz zur Normalverteilung keine negativen Zeiten.

Das Voranstellen der drei Ausfalltheorien diente dazu, die Bedeutung der Weibull-, Log-Normal- und Normalverteilung als grundlegende Varianten für charakteristische Grenznutzungsdauermodelle zu zeigen. Erwähnt sei noch, daß bei kleiner Elementenzahl in der Parallel-Strang-Theorie die Gammaverteilung verwendet wird.

**3. Bestimmen der Parameter der Verteilungsfunktion**

Ziel ist es, aus einer repräsentativen Stichprobe die Parameter der Grundgesamtheit zu bestimmen. Stichprobenergebnisse führen zu zwei möglichen Aussagen:

- Prüfen des Vorliegens einer bestimmten Verteilungsfunktion
- Angabe von Vertrauensbereichen für die Parameter der Verteilung

**3.1. Analytische Methoden**

Aus einer Stichprobe können die Parameter wie folgt ermittelt werden:

Normalverteilung

$$\bar{x} = \hat{\mu} = \sum_{i=1}^n x_i/n \quad (15)$$

$$s^2 = \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (16)$$

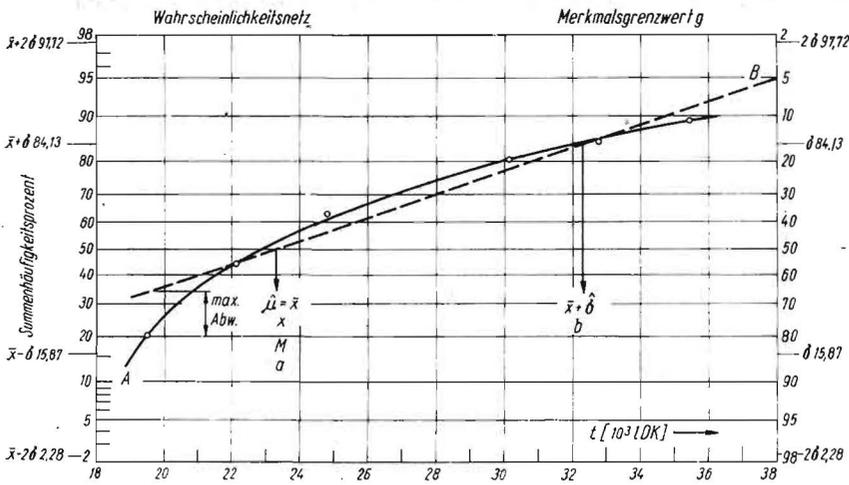


Bild 5. Normalverteilung der Abnutzungsausfälle des Motors vom Traktor U 650

### Weibullverteilung

Bei Bestimmen der Parameter mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode ist folgendes Gleichungssystem iterativ zu lösen:

$$n\alpha - \sum_{i=1}^n t_i^\beta = 0 \quad (17)$$

$$n/\beta + \sum_{i=1}^n \ln t_i - (1/\alpha) \sum_{i=1}^n t_i^\beta \ln t_i = 0 \quad (18)$$

GUMBEL [8] stellt eine auf der klassischen Methode der Momente basierende Lösung vor:

Wie bei der Normalverteilung werden Stichprobenmittelwert  $\bar{x}$  (Gl. 15) und -standardabweichung  $s$  (Gl. 16) ermittelt. Die mathematische Erwartung der Grundgesamtheit  $E(x)$  wird durch  $\bar{x}$  ersetzt und  $\sigma$  durch die Stichprobenstandardabweichung  $s$ . Mit Hilfe von Tafel 1 führt der Stichprobenwert  $\bar{x}/s \approx E(x)/\sigma$  zum Formparameter  $\beta = 1/\lambda$ . Zwischenwerte werden mit linearer Interpolation berechnet. Der Parameter  $\hat{\eta}$  wird unter Verwendung einer Tafel der Gammafunktion<sup>1</sup> aus der Beziehung

$$\hat{\eta} = \frac{\bar{x}}{\Gamma(1 + \hat{\lambda})}, \text{ mit } \hat{\lambda} = 1/\hat{\beta} \quad (19)$$

bestimmt.

### Log-Normalverteilung

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln t_i \quad (20)$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{(n-1)} \sum_{i=1}^n (\ln t_i - \hat{\mu})^2 \quad (21)$$

### 3.2. Graphische Methoden

Zum graphischen Ermitteln der Parameter werden spezielle Wahrscheinlichkeitsnetze<sup>2</sup> verwendet, deren Anwenden im folgenden gezeigt wird.

#### 3.2.1. Weibullverteilung

Die Untersuchungsergebnisse werden statistisch aufbereitet und als relative Summenhäufigkeitsprozente in das Wahrscheinlichkeitsnetz eingetragen. Lassen sich die Punkte mit einer noch zu bestimmenden zulässigen Abweichung zu einer Geraden verbinden, liegt eine Weibullverteilung vor. Krümmungen werden mit der Einführung des Ortsparameters  $\gamma$  beseitigt. Der Ortsparameter muß dann aber für den speziellen Fall interpretiert werden. Bei konvexer Krümmung

werden von jedem Beobachtungswert eine konstante Nutzungsdauer  $\gamma'$  subtrahiert und die so neugewonnenen Meßwerte in das Netz eingetragen. Liegt dann eine konkave Krümmung vor, kann der Ortsparameter  $\hat{\gamma}$  durch Interpolation gefunden werden. Bild 4 zeigt das Anwenden dieses Wahrscheinlichkeitspapiers.

Zum Ermitteln von  $\hat{\beta}$  wird die Gerade parallel in den Pol verschoben. Der Parameter  $\hat{\eta}$  ergibt sich aus dem Schnittpunkt der Geraden mit der 0.0-Linie. Der Mittelwert kann nicht direkt abgelesen werden.

#### 3.2.2. Normalverteilung

Die statistisch aufbereiteten Daten werden analog zu 3.2.1 in das Wahrscheinlichkeitsnetz der Normalverteilung eingetragen. Eine Besonderheit ist, daß die Parameter und die statistischen Maßzahlen direkt abgelesen werden können (Bild 5). Der Mittelwert  $\hat{\mu}$  ergibt sich aus dem Schnittpunkt der Geraden mit der 50-%-Linie, die Standardabweichung  $\hat{\sigma} = |a - b|$  (Bild 5).

#### 3.2.3. Log-Normalverteilung

Das Vorgehen erfolgt analog zu 3.2.1. Bei Vorliegen einer Krümmung kann der Ortsparameter  $\gamma$  eingeführt werden, so daß die Funktion 3-parametrig wird und folgende Form annimmt:

$$F(t) = \begin{cases} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \int_{\gamma}^t \frac{1}{x - \gamma} \exp - \left\{ \frac{[\ln(x - \gamma) - \mu]^2}{2\sigma^2} \right\} dx & \text{für } t > \gamma > 0 \\ 0 & \text{für } t \leq \gamma \end{cases} \quad (22)$$

Das Ermitteln des Ortsparameters erfolgt analog zum Weibullpapier. Die Parameter können nicht direkt abgelesen werden und sind wie folgt zu bestimmen (Bild 6):

$$\hat{\mu} = \ln a \quad (23)$$

$$\hat{\sigma} = \ln a - \ln b = \ln c - \ln a \quad (24)$$

### 4. Möglichkeiten der mathematischen Auswahl einer Verteilungsfunktion

#### 4.1. Approximation unterschiedlicher Verteilungsfunktionen

Nach FREUDENTHAL und GUMBEL [9] kann die Weibullverteilung von einer Normalverteilung nicht unterschieden werden, wenn der Exponent  $\beta$  zwischen 3,2 und 3,7 liegt. Bei  $\beta = 3,2$  ist die Schiefe der Weibullverteilung in Identität zur Normalverteilung gleich Null. Mit  $\beta = 3,7$  stimmt der Zentralwert und der häufigste Wert überein. Dazwischen liegen mit  $\beta = 3,3$  der Fall Mittelwert  $\equiv$  häufigster Wert und mit  $\beta \approx 3,4$  der Fall Mittelwert  $\equiv$  Zentralwert (Median). Diese Bedingungen erfüllt ebenfalls die Normalverteilung.

<sup>1</sup> BRONSTEIN / SEMENDJAJEW: Taschenbuch der Mathematik, Teubner Verlagsgesellschaft, Leipzig 1962  
<sup>2</sup> Fa. Schäfers Feinpapier, Plauen (Vogtl.), Best.-Nr. 687, 500, 485

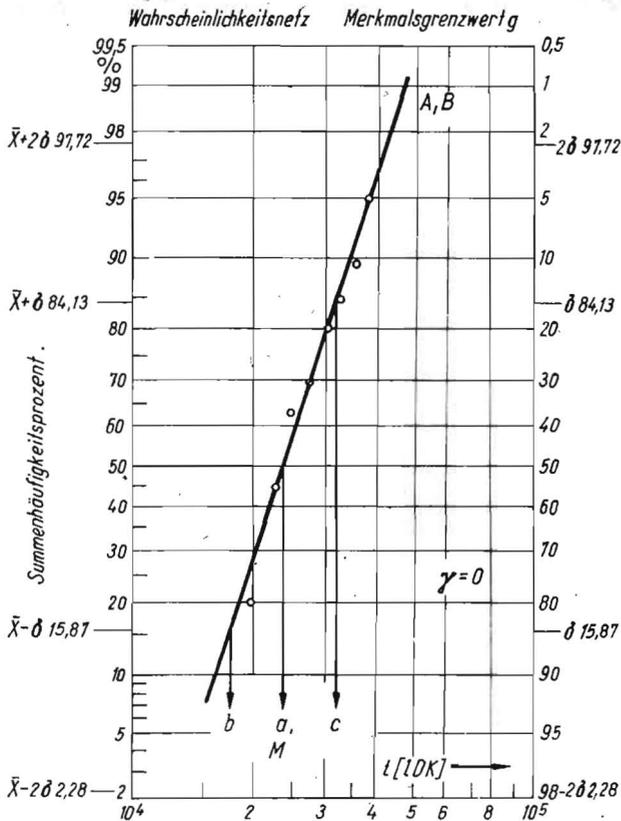


Bild 6. Log-Normalverteilung der Abnutzungsausfälle des Motors vom Traktor U 650

Unterhalb eines Variationskoeffizienten von  $V = \sigma/\mu \approx 20\%$  sind die Log-Normalverteilung und die Normalverteilung nicht mehr zu unterscheiden.

Als erster Schritt ist bei der Auswertung von Untersuchungsmaterial eine Überprüfung nach den genannten kritischen Werten vorzunehmen.

#### 4.2. Der KOLMOGOROFF-SMIRNOFF-Test

Dieser Anpassungstest gestattet eine Überprüfung auf Vorliegen einer bestimmten Verteilungsfunktion. Der Test ist verteilungsfrei, d. h. auf jede beliebige Verteilung anwendbar. Es werden die Summenhäufigkeiten der empirischen, sich aus den Meßpunkten ergebenden Verteilung  $F_B$  und der theoretisch angenommenen Verteilung  $F_E$  betrachtet. Der Prüfquotient  $\hat{D}$  errechnet sich aus der maximalen Abweichung der beiden Funktionen

$$\hat{D} = \frac{|F_B - F_E|}{n} \quad (25)$$

und wird mit dem kritischen Wert  $D$  verglichen. Hieraus resultiert auch die maximal zulässige Abweichung der Punkte von der Geraden im Wahrscheinlichkeitspapier.

Ein ermittelter Prüfquotient, der den kritischen Wert erreicht oder überschreitet, ist auf dem entsprechenden Niveau signifikant. Die kritischen Werte in Abhängigkeit von der Stichprobengröße werden für Stichproben  $n > 35$  nach Tafel 2 berechnet.

Die Methodik der Auswertung der Daten ist im Flußbild im Bild 7 dargestellt.

#### 5. Rechenbeispiel

Das Abnutzungsverhalten des Motors vom Traktor U 650 soll mit einer Verteilungsfunktion beschrieben werden. Die aus einer Stichprobe  $n = 65$  gewonnenen Daten der Abnutzungsausfälle wurden statistisch aufbereitet.

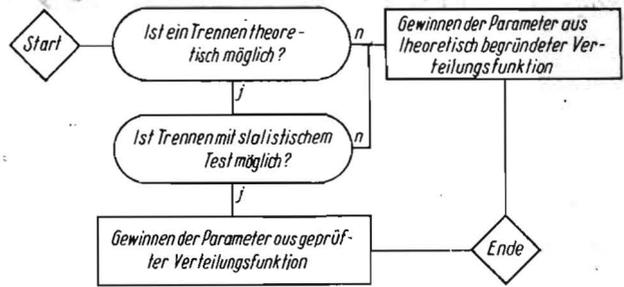


Bild 7. Methodik der Auswertung der Daten

Tafel 2. Berechnung des kritischen Wertes  $D$  [7]

Schranken für $D$	Irrtumswahrscheinlichkeit
$1,22/\sqrt{n}$	0,10
$1,36/\sqrt{n}$	0,05
$1,63/\sqrt{n}$	0,01

Stichprobenmittelwert  $\bar{x}$  und Standardabweichung  $s$  werden nach Gl. (15) und (16) bestimmt. Der Variationskoeffizient  $s/\bar{x}$  beträgt 32,3%, Log-Normal- und Normalverteilung sind also unterscheidbar. Das Bestimmen des Parameters  $\beta$  erfolgt nach 3.1. Mit  $\bar{x}/s = 3,1$  wird nach Tafel 1  $\hat{\lambda} = 0,29$  und  $\hat{\beta} = 3,45$  ermittelt. Die Weibull- und die Normalverteilung werden also nicht unterscheidbar sein.

Die Untersuchungsreihe wird zur besseren Übersicht in Klassen unterteilt. Zu beachten ist, daß die Summenhäufigkeitsprozente wegen Verzerrungen mit der Stichprobengröße

$$\frac{n}{(n+1)} \%$$

errechnet werden. Für das Vorliegen einer Verteilung ist die Linearität im Bereich 10 bis 90% [7] ausschlaggebend.

Visuell beurteilt liegt im Bild 6 eine gute Log-Normalverteilung vor.

Parameter und Maßzahlen der Log-Normalverteilung:

$$\hat{\mu} = \ln a = \ln 23\,300 = 10,056$$

$$\hat{\sigma} = \ln a - \ln b = \ln 23\,300 - \ln 17\,400 = 0,292$$

$$E(x) = \exp(10,056 + 0,042) = 24\,300 \text{ l DK}$$

$$M = 23\,300 \text{ l DK}$$

Die Prüfabweichung  $|F_B - F_E|$  kann für die Normal- und Weibullverteilung näherungsweise aus dem Wahrscheinlichkeitspapier entnommen werden. Sie muß von Summenhäufigkeitsprozent in absolute Summenhäufigkeit umgerechnet werden (Bild 5).

$$\text{Maximale Abweichung} = 14\% \cong 9,1$$

$$\hat{D} = 0,14 < D = 0,1514$$

Da  $\hat{D} < D$ , ist eine Normalverteilung nicht ausgeschlossen. Parameter und Maßzahlen der Normalverteilung:

$$\bar{x} = \hat{\mu} = x = M = 23\,300 \text{ l DK}$$

$$\hat{\sigma} = 9\,000 \text{ l DK}$$

Der KOLMOGOROFF-SMIRNOFF-Test verwirft die Annahme der 2-parametrischen Weibullverteilung mit  $\hat{D} = 0,2 > D$ . Bei Einführung eines Ortsparameters  $\gamma = 15\,000 \text{ l DK}$  ist die Annahme der Weibullverteilung möglich.

Bild 4 zeigt die Wirkung des Ortsparameters und die Parameter der Verteilung.

Maßzahlen der Weibullverteilung:

$$\hat{\mu} = 15\,000 + 10\,600 \Gamma(1 + 1/1,46) = 24\,650 \text{ l DK}$$

$$M = 15\,000 + 8\,250 = 23\,250 \text{ l DK}$$

Die ermittelten Mediane weisen nur unbedeutende Unterschiede auf. Im vorliegenden Fall können die Log-Normal- und die Weibullverteilung für das Beschreiben des Abnutzungsverhaltens angewendet werden. Mit einem genaueren Anpassungstest läßt sich nachweisen, daß die Annahme der Normalverteilung verworfen werden muß.

### Zusammenfassung

Es wurde eine Möglichkeit gezeigt, das Schädigungsverhalten von landtechnischen Arbeitsmitteln mathematisch zu beschreiben. Die Auswahl des Grenznutzungsdauermodells erfolgt nach zwei Gesichtspunkten:

- Eine für den vorliegenden Ausfallmechanismus charakteristische Ausfalltheorie begründet die Auswahl der Verteilungsfunktion
- Mit Hilfe statistischer Tests wird das Vorliegen eines charakteristischen Grenznutzungsdauermodells überprüft.

Das ermittelte Modell ist vielseitig anwendbar. Es bietet die Möglichkeit, die mittlere Grenznutzungsdauer (Median) einschließlich ihrer Dispersion zu bestimmen und deren Vertrauensbereich anzugeben. Es ermöglicht weiterhin, die Verteilungsfunktion beim Aufstellen von mathematischen Modellen für die Instandhaltung zu verwenden.

### Verwendete Kurzzeichen

$\alpha$	Maßstabsparameter
$\beta$	Formparameter
$\gamma$	Ortsparameter
$\eta$	charakteristische Grenznutzungsdauer
$E(x)$	mathematische Erwartung
$\Gamma$	Gammafunktion

$\mu_2$	Varianz
$\sigma$	Standardabweichung
$t$	Grenznutzungsdauer
$X$	Grundgesamtheit
$x$	häufigster Wert
$M$	Median
$\bar{x}$	Stichprobenmittelwert
$s$	Stichprobenstandardabweichung
$n$	Stichprobengröße
$\lambda$	Hilfsgröße
$a, b, c$	Hilfsgrößen
$V$	Variationskoeffizient
$D$	kritischer Wert
$F_B$	empirische Summenhäufigkeit
$F_E$	theoretische Summenhäufigkeit
$\wedge$	kennzeichnet Stichprobengrößen im Gegensatz zu Größen der Grundgesamtheit

### Literatur

- [1] EICHLER, CHR.: Grundlagen der Instandhaltung. Berlin: VEB Verlag Technik 1970.
- [2] EICHLER, CHR.: Instandhaltung und Mathematik. Deutsche Agrartechnik 20 (1970) H. 2, S. 79.
- [3] IRESON, W. C.: Reliability Handbook, Mc Graw-Hill Book Company, New York 1966.
- [4] KÖHLER, L.: Zu den Grundlagen der Zuverlässigkeit. Deutsche Agrartechnik 19 (1969) H. 4, S. 176.
- [5] STANGE, K.: Ermittlung der Abgangslinie für wirtschaftliche und technische Gesamtheiten. Mitteilungsblatt f. math. Statistik (1965) H. 7.
- [6] GNEDENKO: Mathematische Methoden der Zuverlässigkeitstheorie. Berlin: Akademie-Verlag 1968.
- [7] SACHS, L.: Statistische Auswertungsmethoden. Berlin: Springer-Verlag 1969.
- [8] GUMBEL, E. J.: A simple Analysis of Fatigue Data. Industrial Quality Control, May 1964.
- [9] RUSCH, E.: Theorie und Praxis von Lebensdauerverteilungen. Technische Zuverlässigkeit in Einzeldarstellungen. München: R. Oldenbourg Verlag 1964, Heft 2, 3. A 8053

## Landtechnische Dissertationen

Am 2. März 1970 verteidigte Dipl.-Landw. HANS-WERNER HOFFMANN an der Sektion Tierproduktion und Veterinärmedizin der Karl-Marx-Universität Leipzig die Dissertation

„Untersuchungen zur Automatisierung der Endphase des maschinellen Melkprozesses unter besonderer Berücksichtigung des selbsttätigen Abschaltens des Melkvorganges“

Betreuer: Prof. Dr. habil. E. THUM

Zur näheren Bestimmung der Ursachen für die schädigende Wirkung des Blindmelkens auf die Eutergesundheit sowie zur Ausschaltung des Blindmelkens wurden zunächst Druckuntersuchungen an amputierten Eutervierveln durchgeführt. Beim Blindmelken ergab sich in der Euterzisterne während der Saugphase ein Unterdruck bis 380 Torr, in der Entlostungsphase dagegen lag er wesentlich darunter.

Mit der Entwicklung eines Melkzeugschaltverfahrens wird gegen Ende des Milchflusses automatisch auf Dauerentlastungsphase geschaltet. Das Melkzeug verbleibt am Euter und kann zum maschinellen Nachmelken vom Melker wieder in Betrieb gesetzt werden. Zur Auslösung des Schaltimpulses in Abhängigkeit vom Milchfluß wurde ein im Milchobführungsschlauch des Melkzeuges eingeordneter Thermistor verwendet.

Am 2. März 1970 verteidigte Dipl.-Landw. HELMUT LOHR an der Sektion Tierproduktion und Veterinärmedizin der Karl-Marx-Universität Leipzig die Dissertation

„Untersuchungen zur weiteren Vervollkommnung des Druckluftanrüstens“

Betreuer: Prof. Dr. habil. E. THUM

Zur Weiterentwicklung des maschinellen Melkens wurden Untersuchungen zum mechanisierten Anrüsten durchgeführt. Es konnte ermittelt werden, in welchem Maße eutervorbereitende Arbeiten anrüstwirksam sind und eine Verkürzung des anschließenden Druckluftanrüstens zulassen. Im Ergebnis wird wahlweise empfohlen:

1. 10 s Vormelken, 10 s Euterreinigung, 45 s Druckluftanrüsten
2. — — 10 s Euterreinigung, 60 s Druckluftanrüsten
3. — — — 120 s Druckluftanrüsten

Mit dreimonatigen Versuchen wurde statistisch gesichert nachgewiesen, daß das mechanisierte Druckluftanrüsten die Eutergesundheit nicht schädigt. A 8074

## Neuerscheinung

Dr.-Ing. habil. Horst-Peter Mosch, Dr.-Ing. habil. Gert Kossatz, Dr.-Ing. habil. Hans-Joachim Pappe, Dipl.-Architekt Gerhard Hoff, Ing. Hans-Dieter Matussek, Ing. Gottfried Kahler

### BETRIEBSEINRICHTUNG, Band 2

#### Entwurfsgrundlagen für Projektierung und Rekonstruktion

Herausgegeben von Dr.-Ing. habil. Gert Kossatz

Der Wissenspeicher gibt Aufschluß über die Vielfalt technologischer und baulicher Details, die bei der Projektierung neuer oder der Erweiterung und Modernisierung bestehender Industrieanlagen oder einzelner Teile zu berücksichtigen sind. Durch die Gegenüberstellung verschiedener Lösungsmöglichkeiten mit ihren Vor- und Nachteilen erhält der Projektant eine umfassende Orientierung über die technischen und ökonomischen Varianten der gestellten Aufgaben. Das Gesamtwerk ist deshalb nach funktionellen Gesichtspunkten gegliedert. In Fortführung der Funktionen des Produktionsbetriebes werden im 2. Band Lagerung, Produktionsklima, Nachrichtenübermittlung, Verwaltung, Laboratorien und Prüfräume, Spezialbauten und Energieversorgungsanlagen behandelt. Die anschließend dargelegten Funktionen der Belegschaft umfassen gesundheitstechnische Anlagen, Anlagen des Betriebsgesundheitsschutzes, Verpflegungsanlagen, Aufenthaltsräume und Anlagen zur Aus- und Weiterbildung. Die Funktionen des Klimaschutzes und der Raumbildung beinhalten Grundformen, Konstruktionskomplexe sowie Nutzungsdauer und Anlagen zur Instandhaltung. Ein Anhang enthält Kennziffern über den Materialeinsatz unter Berücksichtigung von Richtpreisen.

Der Informationscharakter wird, wie im Band 1, auf 380 Druckseiten durch 206 veranschaulichende Bilder, 250 Tafeln und 800 Literaturangaben gewahrt, die mit dem technischen Teil in enger Wechselbeziehung stehen. Preis 70,— M.



VEB VERLAG TECHNIK BERLIN