

- [3] *Klingensteiner, P.*: Utilizacao supraempresarial de máquinas e equipamentos agrícolas no sul do Brasil. Schriftenreihe der Deutschen Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ) GmbH, Nr. 187, Eschborn, 1986.
- [4] *Limbrey, R. u. St. Dembner*: Agricultural engineering in development; the organization and management of replacement parts for agricultural machinery (Vol. 1 and 2). Deutsche Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ) GmbH/Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), FAO Agricultural Services Bulletin 72/1 und 72/2, Rom, 1988.
- [5] *Steinmann, K.-H.*: Mechanisierung der Landwirtschaft in Entwicklungsländern. – Zur Rolle von GTZ-geförderten Prüf- und Forschungszentren für Landmaschinen. Schriftenreihe der Deutschen Gesellschaft für Technische Zusammenarbeit (GTZ) GmbH, Nr. 167, Eschborn, 1988.
- [6] *Gifford, R.C.*: Agricultural mechanization in development: guidelines for strategy formulation. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO), FAO Agricultural Services Bulletin 45, Rom, 1981.
- [7] United Nations Industrial Development Organization (UNIDO): Report of the Third Consultation on the Agricultural Machinery Industry, Belgrad, 29.9. bis 3.10.1986.
- [8] A World Bank Policy Study: Agricultural mechanization, issues and options. The World Bank, Washington D.C., 1987.

Prüfung der Zugkraftverteilung beim Pflügen auf Normalität

Von Béla Borsa, Gödöllő, Ungarn*)

DK 631.312:531.222:519.233.3

Für die Auswahl geeigneter Geräte wie für deren beanspruchungsgerechte Konstruktion liefert die Messung der beim Betrieb auftretenden Kräfte die Grundlagen. Die Folgerungen, die aus den Messungen z.B. hinsichtlich der Festigkeit von Konstruktionsteilen zu ziehen sind, hängen außer vom Mittelwert maßgeblich auch davon ab, welche Häufigkeitsverteilung der Werte gegeben ist.

In diesem Beitrag wird mit statistischen Tests überprüft, ob die beim Pflügen an verschiedenen Einzelkörpern und für den gesamten Pflug ermittelten Zugkraftwerte mit bestimmten Werten der Wahrscheinlichkeit den Anforderungen an das Vorliegen einer Normalverteilung oder einer log. Normalverteilung genügen.

1. Einführung, Problemerkörterung

In technischen Bereichen wird häufig vorausgesetzt – aber selten nachgewiesen –, daß die Werte eines zu untersuchenden Prozesses (wie in der landwirtschaftlichen Praxis z.B. die schwankenden Werte der Zugkraft, des Antriebsmoments, der Arbeitstiefe) einer Normalverteilung entsprechen.

Der wohl wichtigste Grund für die Annahme einer Normalverteilung liegt darin, daß ihre Theorie als gut entwickelt gilt. In der Praxis kann die zu ihrer Annahme notwendige Bedingung, daß eine Summe von Wirkungen einer Vielzahl voneinander unabhängiger oder nahezu unabhängiger Faktoren besteht, als mehr oder weniger gegeben angenommen werden. Das Voraussetzen einer Normalverteilung bringt dann eine einfachere Handhabung der Problemstellung mit sich.

Diese Arbeit entstand mit Unterstützung des ungarischen Forschungsfonds.

*) *Dipl.-Ing. Dr. B. Borsa* ist wissenschaftlicher Mitarbeiter in der Abteilung Meßtechnik des Instituts für Landtechnik (Dir.: Dr. Gyöla Bánházi) in Gödöllő, Ungarn.

Die notwendige Bedingung für das Vorliegen einer Normalverteilung der Werte eines Prozesses besteht in der Normalverteilung der ersten Verteilungsfunktion. Daher sind die Bestrebungen verständlich, diesen Beweis zu erbringen. Die Anwendung der Normalverteilung – auch wenn nur näherungsweise – tritt dabei sogar in solchen Fällen auf, wo der physikalische Inhalt des Prozesses strenggenommen die Annahme einer Normalverteilung nicht zuläßt.

In unseren Untersuchungen wird folgendes Problem behandelt: kann bei einem der wichtigsten Bodenbearbeitungsvorgänge, dem Pflügen, aus der ersten Verteilungsfunktion der Zugkraftwerte ein Widerspruch belegt werden, daß sie mit der Normalverteilung beschreibbar oder zumindest näherungsweise beschreibbar ist? Dabei wird der Zugkraftprozeß unter Feldbedingungen, **Bild 1**, für zufällig und stationär gehalten. Über den statistischen Test der Hypothese ist unser Ziel festzustellen, ob die Verwendung des Modells der Normalverteilung der Realität widerspricht. Es ist nicht unsere Aufgabe zu beweisen, daß eine Normalverteilung vorliegt, aber mit den verschiedenen Untersuchungen und den angewendeten Tests wird angestrebt, Gründe für die Annahme der Normal- oder einer anderen Verteilung zu finden.

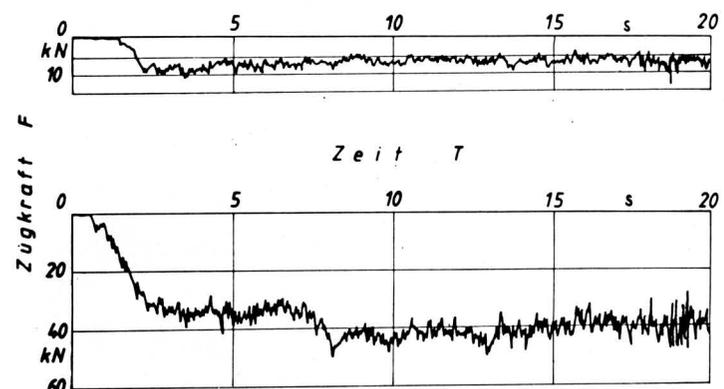


Bild 1. Zufällig schwankender Zugkraftbedarf eines Pflugkörpers (oben) und des gesamten Pfluges (unten); Ort: Csót.

Es muß eine weitere Bedingung angenommen werden, die in der Praxis der Signalanalyse häufig angewendet wird, wenn keine sie ausschließenden Umstände existieren: es wird vorausgesetzt, daß eine einzige – entsprechend lange – Realisierung der gemessenen Prozesse zum gleichen Ergebnis führt wie die sog. Summenwerte, die aufgrund mehrerer Realisierungen errechnet wurden: die Prozesse werden für ergodisch gehalten [1, 2].

Die Untersuchungen, ob eine Normalverteilung vorliegt, werden möglichst – wie nachfolgend erläutert – auf der Grundlage unabhängiger Stichprobenreihen durchgeführt. Dazu werden die Stichproben in solchen Abständen aus den korrelierten Meßreihen entnommen, daß die Proben zumindest als unkorreliert gelten können. Es können dann die Verfahren der mathematischen Statistik für unabhängige Stichproben Anwendung finden.

2. Einige Ergebnisse aus dem Schrifttum

Mit Untersuchungen zum Zugkraftbedarf von Pflügen in ähnlichem Sinne befaßte sich *Getzlaff* [3, 4]. Nach seinen Untersuchungen an Pflugkörpern ist die Verteilung der Zugkraftwerte "eine der Gaußschen Verteilung ähnliche Häufigkeitskurve" [3]. In der anderen Arbeit [4] veröffentlichte er seine Ergebnisse aus Messungen auf steinigem Boden. Die Untersuchungen liefen in zwei Richtungen: einerseits wurde während des normalen Pflügens die Verteilung von Zugkraftspitzenwerten, die infolge größerer Schollen und kleinerer Steine (25–30 cm) auftraten, andererseits die Verteilung der Zugkraftwerte für den gesamten Prozeß analysiert. Die Häufigkeitskurven der Spitzenwerte zeigen bei großen Zugkraftwerten einen charakteristischen schwächeren Abfall der Verteilung. Dasselbe gilt für die Häufigkeitskurve für die Werte des gesamten Prozesses. Trotzdem hat er für die Verteilung der Zugkraftspitzen die Schlußfolgerung getroffen, daß sie einer Normalverteilung entspricht.

Für die Beschreibung von Wahrscheinlichkeitsvariablen dieser Art ist nach Vorschlag von *Gumbel* [5, 6] die doppelt-exponentielle Verteilung von *Frechet* [7] sinnvoll anzuwenden, die sich mit zunehmenden Werten verflacht. Sie entspricht auch theoretisch dem sog. exponentiellen Charakter der Grundverteilung.

Die Beschreibung sog. Extremwerte wurde vom Autor mit der erwähnten Verteilung bei verschiedenen Landmaschinen vorgenommen und als mit den Erfahrungen der Praxis übereinstimmend gefunden [8].

Söhne und Mitarbeiter [9] haben in ihrem Aufsatz über die Beurteilung der Pflugarbeit die Verteilung der Zugkraftwerte an einzelnen Pflugkörpern dargestellt, die von ihnen als Normalverteilung angenommen wurde.

Zahlreiche Arbeiten befassen sich mit der Bestimmung der Verteilung der Werte von zufälligen Prozessen, die an Baugruppen der Kraftübertragung beim Schleppereinsatz mit verschiedenen landwirtschaftlichen Arbeitsmaschinen auftreten [10, 11, 12]. *Gerlach* [10] stellte fest, daß die Normalverteilung mit einer guten Näherung für die Beschreibung der Motordrehmomentenverteilung geeignet ist, wenn Pflugeinstellung und Bodenzustand gleich bleiben. Nach *Coenenberg* [11] liegt oft eine Normalverteilung der untersuchten Kräfte und Drehmomente bei ähnlichen Bedingungen vor. Eine Mischung von zwei oder mehr Betriebszuständen führt zur Mischung von zwei oder mehr Normalverteilungen; diese Regel kann für die gesamte Lebensdauer des Schleppers als gültig betrachtet werden. In einer zweiten Arbeit von *Coenenberg* [12] werden neben Normalverteilungen auch Mischverteilungen für den Betrieb des Schleppermotors veröffentlicht.

Den erwähnten Arbeiten liegen meist sehr große Datenmengen zugrunde, die aus Messungen über mehrere Stunden, Tage oder sogar einen bedeutenden Teil der Lebensdauer stammen. Die Folgerungen ergeben sich aus der Kontrolle der Häufigkeitsfunktionen im sogenannten Gaußschen-Netz, in dem Normalverteilungen als Geraden vorliegen. In manchen Fällen wird die Parabelform der Dichtefunktion der Normalverteilung im logarithmisch-linearen Koordinatensystem kontrolliert.

Diese Methoden sind ziemlich verbreitet [2], Tests von Hypothesen in strengem Sinne [13, 14] wurden dagegen vom Autor nicht gefunden. Die erwähnten Methoden sind für eine Vororientierung sehr geeignet und empfehlenswert (siehe Bild 5), aber für die Beweisführung wären exakte Tests von Hypothesen erwünscht und begründet.

3. Testen von Hypothesen

Als Test einer Hypothese wird ein Verfahren bezeichnet, bei dem eine Hypothese über die statistischen Eigenschaften des Gegenstands der Stichprobenentnahme auf der Grundlage der Stichproben mit einer statistischen Methode geprüft wird. Daraus folgt, daß das gewonnene Ergebnis nie mit voller Sicherheit behauptet werden kann, obwohl die Hypothese zunehmend begründet werden kann.

Für den Test der Hypothese ist die Herstellung von Stichprobenreihen notwendig, deren Elemente als voneinander unabhängig zu betrachten sind. In diesem Fall kann auch das *Cantelli-Glivenkowske* Grundgesetz der mathematischen Statistik angewendet werden, nach dem sich die empirische Verteilungsfunktion mit zunehmendem Stichprobenumfang mit einer Wahrscheinlichkeit von 1 und stetig – also bei jedem Wert – der theoretischen Verteilungsfunktion nähert. Der Mechanismus des Tests der Hypothese ist so ausgelegt, daß mit zunehmendem Stichprobenumfang die zwischen der empirischen und der vorausgesetzten, hypothetischen Verteilung auftretende Abweichung zunehmend (je nach Art der Probe) kritischer betrachtet wird. Das ist damit zu begründen, daß die Wahrscheinlichkeit dafür, daß zwischen empirischer und theoretischer Verteilungsfunktion eine Abweichung auftritt, die einen bestimmten Grenzwert übersteigt, mit zunehmender Stichprobenanzahl abnimmt. Es ist also möglich, daß eine optisch korrekte glockenförmige empirische Häufigkeitsfunktion nicht für normalverteilt erklärt werden kann, weil der Stichprobenumfang die relativ kleinen vorhandenen Abweichungen nicht mehr zuläßt. In diesem Fall ist es zweckmäßig, entweder eine andere Verteilung – z.B. Weibull-Verteilung – anzuwenden, oder aber, wenn die Abweichungen systematischen Charakter besitzen und bei mehreren Stichproben ähnlich sind, ein Näherungsverfahren für die Beschreibung der Verteilung anzuwenden [15].

Diese Verfahren stellen analytische Funktionen her, die der empirischen Verteilung oder der empirischen Dichtefunktion entsprechen. Sie können bei Mischverteilungen gut angewendet werden, aber das Erzwingen einer Anpassung kann dazu führen, daß im Extremfall die Funktion an die Besonderheiten der Stichprobe angepaßt wird, obwohl das eigentliche Ziel das Finden des Gesetzmäßigen bei Vernachlässigung von zufälligen Schwankungen ist. Die Aufgabe ist in diesem Sinne ähnlich dem Problem der Wahl einer Kurve bei Regressionsaufgaben, die einer Punktwolke angepaßt ist.

Das Ergebnis aus dem Test der Hypothese kann oftmals die Richtigkeit der hypothetischen Verteilung dann beweisen, wenn die Stichprobenanzahl erhöht werden kann. Andernfalls kann nur ein ablehnendes Ergebnis belegt werden. Wenn also nach dem Test die Hypothese der Normalverteilung abgelehnt werden muß, kann man "fast sicher" sein, daß man sich nicht geirrt hat; wenn die Hypothese angenommen wird, steht eine Begründung zur Verfügung, die aber noch nicht die volle Sicherheit aufweist. Die Beweisführung ist mühsam, ist nur systematisch bei großem Stichprobenumfang und/oder mehreren Stichproben möglich, falls keine theoretischen Begründungen vorhanden sind. Eine ist in den erwähnten Arbeiten [10, 12] als Bezugsgröße zu finden; sie ist in der Wahrscheinlichkeitstheorie als zentrales Grenzwertverteilungsgesetz bekannt [7, 14], das auch in dieser Studie Anwendung findet. Hierbei geht es darum, daß sich die Verteilung der (normierten) Summe von unabhängigen Wahrscheinlichkeitsvariablen bei sehr allgemeinen und in der Praxis nahezu immer bestehenden Bedingungen mit zunehmender Anzahl von Summanden der Normalverteilung annähert; auch dann, wenn die Verteilung der in der Summenbildung verwendeten Wahrscheinlichkeitsvariablen unterschiedlich ist.

Im allgemeinen besteht die Möglichkeit, bei der Durchführung der Tests die Wahrscheinlichkeit p des bei Tests auftretenden Fehlers 1. Art mit Softwaremitteln oder aus Tafeln festzustellen. p ist die Wahrscheinlichkeit dafür, daß die vorausgesetzte Hypothese H_0 abgelehnt wird, obwohl sie wahr ist. Hierbei können die Möglichkeiten, die der Test oder die Stichprobe bieten, besser genutzt werden, da nicht nur überprüft wird, ob die auftretende Abweichung auf dem gewählten und festgelegten Niveau p^* des Tests den kritischen Wert übersteigt, sondern auch zurückverfolgt werden kann, wie wahrscheinlich eine die aufgetretene Abweichung übersteigende Abweichung ist, wenn H_0 wahr ist. In unserem Fall ist es offensichtlich günstig, wenn p sich auf diese Weise als groß herausstellt, weil das das Maß dafür ist, daß eine den aus der Stichprobe berechneten Wert übertreffende Abweichung beim Bestehen von H_0 nicht selten ist: H_0 wird also nicht abgelehnt. Wenn p klein ist, dann besteht der Verdacht, daß die aufgetretene (große) Abweichung kaum zufällig ist, sondern bezweifelt werden muß, daß H_0 wahr ist.

Wenn der Test für H_0 stimmt – genauer: H_0 wird nicht abgelehnt –, besteht offensichtlich noch eine zweite Möglichkeit des Irrtums: der Prozeß wird für normalverteilt gehalten, obwohl er es in Wahrheit nicht ist. Das ist der Fehler 2. Art: H_0 wird angenommen, weil die Stichproben auf einem gewählten Niveau p^* es nicht ausschließen, obwohl es nicht wahr ist. Es liegt auf der Hand, daß der Fehler leicht auftreten kann, wenn eine der Normalverteilung ähnliche Grundverteilung (z.B. entsprechende Weibull-Verteilung) vorliegt. Die Folgen sind aber gerade wegen der Ähnlichkeit nicht sehr schwerwiegend. Die Wahrscheinlichkeit des Fehlers 2. Art hängt von der Art der Probe, von der Gegenhypothese – d.h. wie ist in der Wirklichkeit die Grundverteilung – und von der Elementenanzahl der Stichprobe ab. Wenn "blind" gearbeitet wird, kann der Fehler 2. Art durch Erhöhen der Stichprobenanzahl reduziert werden: dadurch wird auch der Fehler 1. Art reduziert.

Die Tests werden im allgemeinen auf dem Niveau von 95 % und 99 % durchgeführt, indem (in Abhängigkeit von der Art des Tests) für die Wahrscheinlichkeiten $p^* = 0,05$ bzw. $0,01$ der kritische Wert angegeben wird, bei dem die Wahrscheinlichkeit einer größeren Abweichung kleiner als p^* ist, wenn H_0 wahr ist. Es kann auch umgekehrt verfahren werden, daß nämlich in Abhängigkeit von der Abweichung die Wahrscheinlichkeit p des Fehlers 1. Art festgelegt wird. Das hat den Vorteil, daß bei mehreren, sich auf das gleiche H_0 beziehenden Tests die sog. resultierende Wahrscheinlichkeit p bestimmt werden kann, obwohl die Versuche unter unterschiedlichen Bedingungen durchgeführt wurden und die Stichproben wegen ihrer Inhomogenität nicht zusammenfaßbar sind. Dazu sind zwei Methoden bekannt [16], wobei die eine – der sog. "Omnibus"-Test nach Fisher – die resultierende Wahrscheinlichkeit p nur aufgrund der Wahrscheinlichkeit p_i der Stichproben errechnet, während die zweite – der sog. z-Test von Tamás Lipták – die einzelnen p_i auch nach dem Umfang der Stichproben wichtet.

4. Ziel und Methoden

Wie zuvor schon dargelegt, ist das Ziel unserer Untersuchungen zu überprüfen, ob die Hypothese, daß die erste Verteilungsfunktion der am Pflug unter Feldbedingungen auftretenden zufälligen Zugkraftwerte eine Normalverteilung darstellt, der Praxis widerspricht oder als Näherung akzeptabel und anwendbar ist.

Bezüglich der zu untersuchenden zufälligen Prozesse wird vorausgesetzt, daß ihre statistischen Eigenschaften von der Zeit unabhängig sind, d.h. daß die Prozesse stationär sind. Deshalb werden die offenbar instationären Signalteile – für Strecken des Anfahrens und des Anhaltens – weggelassen: nur die während des kontinuierlichen Einsatzes gemessenen Signale werden untersucht. Folglich darf in der ersten Verteilungsfunktion – und in ihren Kennwerten – die Zeit als unabhängige Variable nicht vorkommen. Ähnlicherweise wird vorausgesetzt, daß die aus einzelnen Messungen, Bild 2, gewonnenen Stichproben repräsentativ sind.



Bild 2. Schlepper mit Pflug und Meßwagen auf der Meßstrecke; Ort: Csót.

Die Tests der Hypothesen werden mit den nicht zusammengefaßten Stichproben durchgeführt, aber für die resultierenden Schlussfolgerungen – bei der Zusammenfassung der Ergebnisse von mehreren Tests – werden die Ergebnisse (und nicht die Stichproben!) – soweit das möglich ist – mit Hilfe des sog. z-Tests zusammengefaßt.

Es wird auch die geläufige Annahme gemacht, nach der eine genügend lange Messung alle Eigenschaften des Prozesses widerspiegelt, d.h. der Prozeß als ergodisch betrachtet werden kann.

Erfahrungsgemäß verfügen die gemessenen Signale über innere Zusammenhänge; sie stammen aus einem korrelierten Prozeß. Unser Bestreben ist es, die für unabhängige Probenreihen geltenden Methoden der Wahrscheinlichkeitsrechnung anzuwenden. Während der Herstellung der Stichproben muß also wegen der Korrelation zwischen den Werten eine Zeitdauer abgewartet werden, nach der die neue Stichprobe als unkorreliert zu der vorher entnommenen betrachtet werden kann [17, 18, 19]. Dazu werden die normierten Autokorrelationsfunktionen verwendet. Bei einem normierten Prozeß können die Elemente einer so festgelegten Stichprobe auch als voneinander unabhängig angesehen werden. Die auf Magnetband gespeicherten Signale aus den Felduntersuchungen wurden nach der Herstellung von Stichproben in einen Computer eingegeben und getestet. Es wurden folgende Tests realisiert:

- χ^2 -Test [14, 16, 20]
- Kolmogorov-Test [14, 16, 20]
- Geary-Test [16, 21]
- Momenten-Methode [16, 21].

Die ersten beiden Tests sind allgemein bekannt. Der Geary-Test nutzt die Eigenschaft der Normalverteilung, nach der

$$\frac{\delta}{\sigma} = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \approx 0,80,$$

worin

$$\delta = \int_{-\infty}^{\infty} |x - m| \cdot f(x) \cdot dx$$

die voraussichtliche Abweichung der Normalverteilung ist. Der Test mit Hilfe der Momente besteht in der Nachprüfung der Merkmalswerte Schiefe und Exzeß, die bei der Normalverteilung den Wert 0 bzw. 3 ergeben.

Bei der Durchführung des χ^2 - bzw. Kolmogorov-Tests konnte die Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art aus einer Tafel bei jeder einzelnen Messung für die realisierten Stichproben bestimmt werden. Neben der Anzahl der einzelnen Messungen Q ist auch die Anzahl der Elemente N der zusammengefaßten Stichproben für den z-Test aufgeführt (siehe Tafeln 2, 4 und 6).

Aus dem Verhältnis dieser beiden Werte kann man auf den "Umfang" der Messung schließen. N bezeichnet nach dem vorher Erwähnten die Anzahl der Stichprobenelemente, die als unkorreliert angesehen werden.

Die zur Verfügung stehenden Tafeln machen bei den anderen drei Tests die Bestimmung der Wahrscheinlichkeit p des Fehlers 1. Art nicht möglich; darum wurde hier folgendermaßen verfahren:

- bei jeder Messung stand der aktuelle Wert der zum Test gehörenden statistischen Größe der Stichprobe zur Verfügung (z.B. beim Geary-Test $\hat{\delta}/s$);
- vorausgesetzt, daß der aktuelle Wert normalverteilt ist, kann mit Hilfe des t-Tests überprüft werden, ob die Menge der realisierten Werte der angenommenen Nullhypothese (z.B. beim Geary-Test: H_0 : der Erwartungswert von $\hat{\delta}/s = \sqrt{2/\pi}$) widerspricht.
- aus der Tafel der Student-Verteilung kann auch bei diesem Test der Hypothese die Wahrscheinlichkeit p des Fehlers 1. Art bestimmt werden: in Tafel 3 ist diese Wahrscheinlichkeit beim Geary- und Momenten-Test angegeben.

Bei den Schlußfolgerungen wurden also die Ergebnisse der z- und t-Tests angewendet.

Mit dem Ziel, voneinander unabhängige Stichprobenelemente zu erhalten, wurde zur Herstellung der Stichproben die Methode von Giloi [17] angewendet, mit der Erweiterung, daß nach der Bestimmung des Stichprobenabstandes, die zur Schätzung des Erwartungswertes diente, die erhaltene Stichprobe für die Schätzung der Verteilung verwendet wurde. Das bedeutet, daß aus dem Signal die Stichprobe mit einem Abstand Δt entnommen wurde, bei dem der Wert der normierten Autokorrelationsfunktion unter 0,2–0,3 liegt, Bild 3.

Bei verschiedenen Maschinen ergab sich ein unterschiedlicher Wert für Δt , der zwischen 2,3 s und 8,0 s schwankte, jedoch kann bei demselben Pflug der Wert für einen Pflugkörper und für den Gesamtzugkraftbedarf als gleich betrachtet werden [8].

Für den χ^2 -Test wurden die Daten in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang entsprechend den Empfehlungen in [20] klassifiziert:

$$KL = 1 + 1,33 \ln N,$$

wobei

KL Anzahl der Klassen
N Anzahl der Elemente der Stichprobe

sind.

Diese Klassifizierung zeigte sich als optimal bei der Darstellung der Häufigkeitsfunktionen, da sie nicht zu viele Klassen ergab – somit traten die zufälligen Schwankungen nicht in den Vordergrund –, aber auch nicht zu wenige Klassen, was die Merkmale verwischen würde. Nach den allgemeinen Empfehlungen wurde der χ^2 -Test so realisiert, daß die Bedingung

$$N \Delta p \geq 10$$

erfüllt wurde. Hier ist Δp die Wahrscheinlichkeit des Vorhandenseins bei hypothetischer Verteilung in einer oder mehrerer Klassen.

Beim Kolmogorov-Test wurde der nach Größe geordneten Stichprobe die Zuteilungswahrscheinlichkeit $i/(N + 1)$ zugewiesen und deren größte Abweichung von der zugeordneten hypothetischen Verteilung gesucht.

Bei jedem Test wurden die zur Durchführung notwendigen Größen (Mittelwert, Streuung, absolute Abweichung, Schiefe, Exzeß) ausgehend von den Stichprobenelementen errechnet.

Während der Untersuchungen zur Normalverteilung mit dem χ^2 -Test wurde festgestellt, daß wegen der charakteristisch und systematisch nach rechts abfallenden eingipfeligen Form der Häufigkeitsfunktionen, die besonders bei den sich auf einen Pflugkörper beziehenden Fällen auftraten, es sinnvoll wäre, auch die Hypothese einer nach rechts abfallenden Verteilung zu testen, Bild 4, da in solchen Fällen die Hypothese der Normalverteilung abgelehnt werden muß.

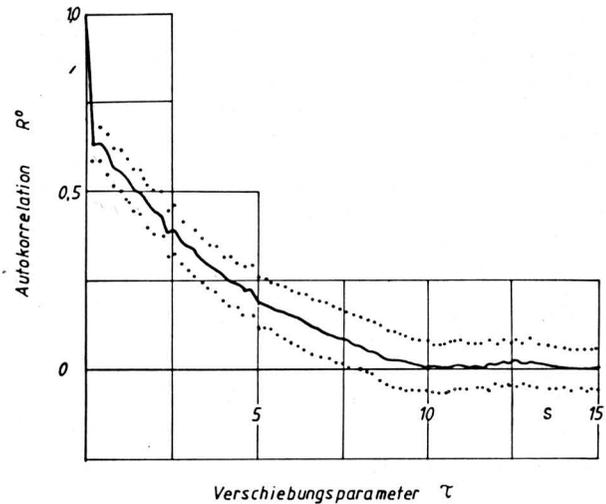


Bild 3. Schätzung der Autokorrelationsfunktion und 95 %-Konfidenzintervall für den Gesamtzugkraftbedarf; Ort: Rákosfalva.

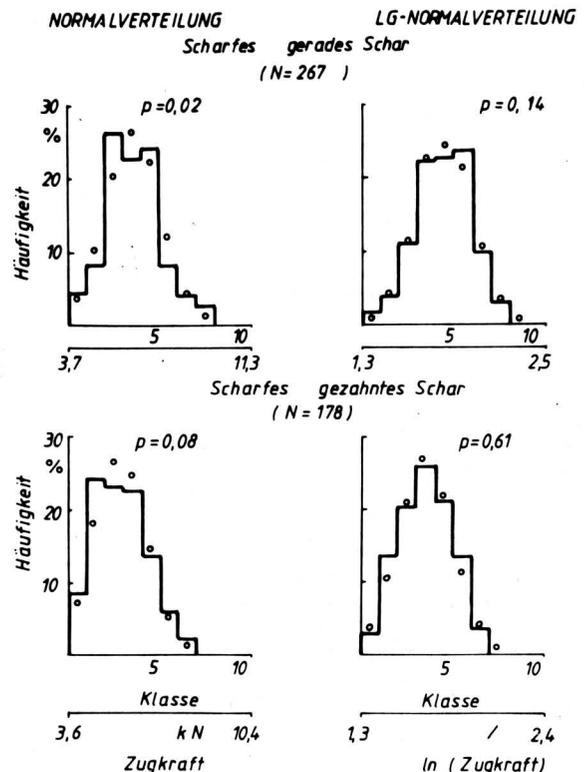


Bild 4. Stichproben (N Zahl der Elemente) der Zugkraftwerte an verschiedenen Pflugkörpern, dargestellt als Normalverteilung (links) und als log. Normalverteilung (rechts); p ist die zugehörige Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art entsprechend dem χ^2 -Test; Ort: Egyházaskozár.

Die Wahl fiel auf die logarithmische Normalverteilung aufgrund folgender Überlegungen:

- unter Feldbedingungen tritt keine negative Zugkraft auf;
- die Verteilung ist eingipfelig und fällt ähnlich wie die empirischen Häufigkeitsfunktionen nach rechts ab;
- nach unseren Erfahrungen ermöglicht eine entsprechende Festigkeitsdimensionierung der Pflugkörper auch die Aufnahme eines Mehrfachen der durchschnittlichen Zugkraft ohne Bruch;

- die logarithmische Normalverteilung wird im Schrifttum für die Beschreibung von Prozessen empfohlen, die mit Brechen, Zerkleinern sowie Mahlen im Zusammenhang stehen, und als ein solcher Prozeß wird auch das Pflügen interpretiert [22].
- die Softwaremittel, die für Untersuchungen von Normalverteilungen entwickelt wurden, können sehr einfach für die Untersuchung der logarithmischen Normalverteilung – als Alternative – benutzt werden.

Es kann auch die Weibull-Verteilung verwendet werden, die eine sehr "flexible" Form aufweist und mit der in vielen Bereichen der Technik mit Erfolg gearbeitet wird. Sie kann auch den Vorteil mit sich bringen, daß sie bei entsprechender Parameterauswahl sowohl für die Normal- wie auch für die asymmetrische Verteilung eine gute Näherung darstellt. Aus den oben genannten Gründen wurde hier trotzdem die logarithmische Normalverteilung als Alternativlösung zugrunde gelegt, **Bild 5**.

Für die Kraftmessung wurden Spannungsgeber verwendet, für die Geschwindigkeitsmessung wurde das berührungslose System Correvit L (Datron Meßtechnik GmbH) mit opto-elektronischem Prinzip benutzt. Die Signale wurden mit einem PCM-Magnetbandgerät (TM/TD 8K10 + 4SI 7, Johne + Reilhofer KG) aufgenommen. Die Auswertung erfolgte mittels eines mit dem Magnetbandgerät verbundenen Mikrocomputers (VT 20, VIDEOTON, Ungarn).

5. Meßbedingungen

In **Tafel 1** sind die Maschinen, die gemessenen Größen und die wichtigsten Meßbedingungen angegeben. Es ist dazu darauf hinzu-

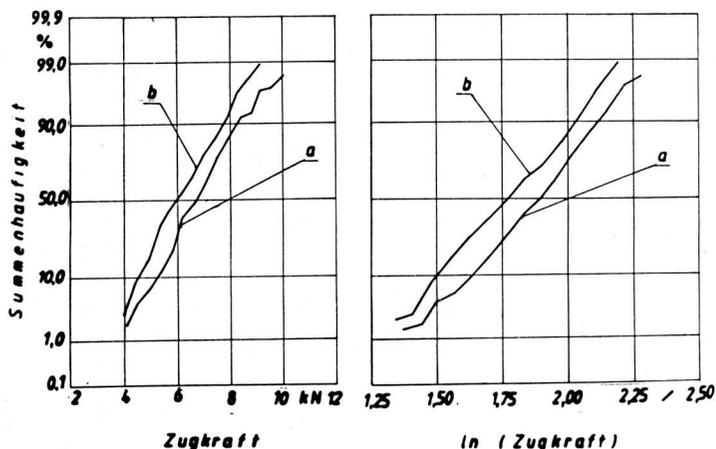


Bild 5. Häufigkeitsverteilungen von Stichprobenwerten des Zugkraftbedarfs für einzelne Pflugkörper, dargestellt im Wahrscheinlichkeitsnetz als Normalverteilung (links) und als log. Normalverteilung (rechts); Ort: Egyházaskozár.

- a scharfes gerades Schar, N = 267
- b scharfes gezahntes Schar, N = 178

weisen, daß bei jeder Messung die Sicherung realistischer Einsatzbedingungen angestrebt wurde. Dies gelang manchmal nur unter außergewöhnlichen Umständen, wie z.B. in der Ortschaft Rákosfalva, wo wegen des außerordentlich trockenen und harten Bodens nur mit sehr geringer Geschwindigkeit gepflügt werden konnte.

Schlepper	Pflugtyp	Anzahl der Pflugkörper	gemessene Größen	Oberfläche	Bodenart, Bodenfeuchte %	Länge der Meßstrecke m	Arbeitsgeschwindigkeit km/h	Arbeitsbreite cm	Stichprobenabstand s	Ort und Zeitpunkt
Raba Steiger 250	RIH 10-720	6	Gesamtzugkraftbedarf	leicht abschüssige Maisstoppel	Lehm 13–17	abw.: 1272 aufw.: 1931	7,0–8,0	240	6,0	Balatonszárszó 1987
Raba Steiger 245	RIH 10-720	6	Gesamtzugkraftbedarf	leicht hügelige geschälte Getreidestoppel	sandiger Lehm 7,5 (!)	1700	4,1–4,4	240	4,0	Rákosfalva 1988
FIAT 1880DT	RIH 10-720	5	Gesamtzugkraftbedarf (Kraft- und Lageregelung!)	leicht abschüssige Maisstoppel	toniger Lehm 16	700–750	6,5–7,5	200	6,4	Szólad 1986
FIAT 1880DT	RIH 10-720	5	"	ebene Maisstoppel	sandiger Lehm 15	600–700	7,3–8,6	200	2,3	Balatonöszöd 1986
T 150 K	IH 10-720	4	Zugkraftbedarf gesamt und Einzelkörper*	geschälte Getreidestoppel	Lehm 16–19	1600–3400	7,5–8,0	160	8,0	Egyházaskozár 1983
John Deere 4650	IH 10-720	4	***	ebene Getreidestoppel	sandiger Lehm 8–15	700–1500	8,4–8,8	160	5,0	Csót 1987
Raba Steiger 245	Kverneland CC	5	Gesamtzugkraftbedarf	ebene Maisstoppel	schwerer Ton 27–30	400–700	7,3–7,7 5,7–6,0	200 240	4,0	Mezőberény 1984

Tafel 1. Bei den Messungen eingesetzte Maschinen und Meßbedingungen.

Bemerkungen

Alle Pflüge sind Aufsattelgeräte. Die durchschnittliche Arbeitstiefe lag zwischen 23 und 30 cm.

* Die Zugkraft wurde am 2. und 3. Pflugkörper mit neuen bzw. gebrauchten (nach 12 ha Pflugarbeit), gezahnten bzw. geraden Pflugscharen (**Bild 6**) gemessen. Bei der Messung des Gesamtzugkraftbedarfes war der Pflug einheitlich mit einer Art von Pflugscharen ausgerüstet. An allen Pflugkörpern waren Scheibenseche montiert, deren Zugkraftbedarf aber nur bei der Messung der Gesamtzugkraft berücksichtigt wurde.

** Hier wurden bei den Messungen zwei verschiedene Streichblecharten verwendet: einerseits das serienmäßige HSCXR-triplex Blech, andererseits das gleiche Streichblech mit Teflon beschichtet (**Bild 7**). Nur der letzte Pflugkörper wurde mit einem Scheibensech ausgerüstet.

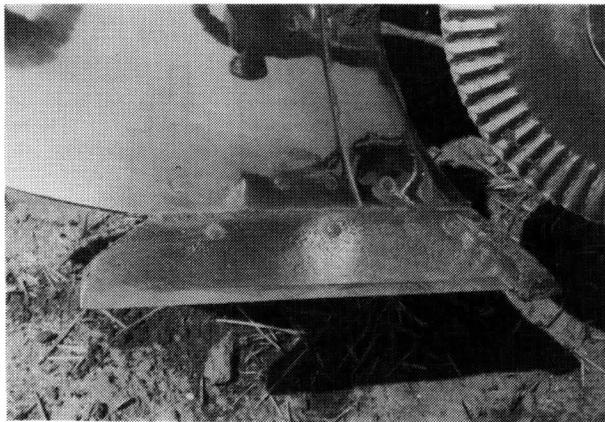
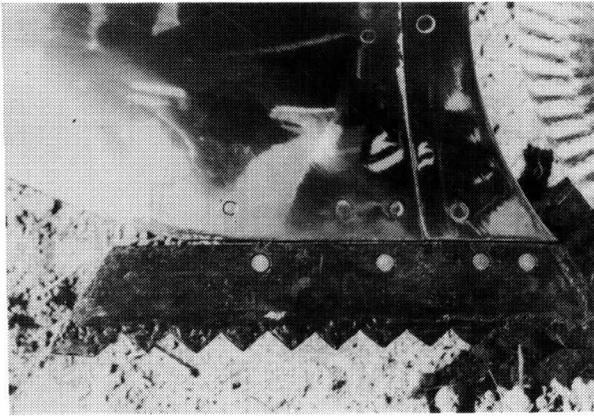


Bild 6. Pflugkörper mit gezahntem Schar (oben) und geradem Schar (unten); Ort: Egyházaskozár.

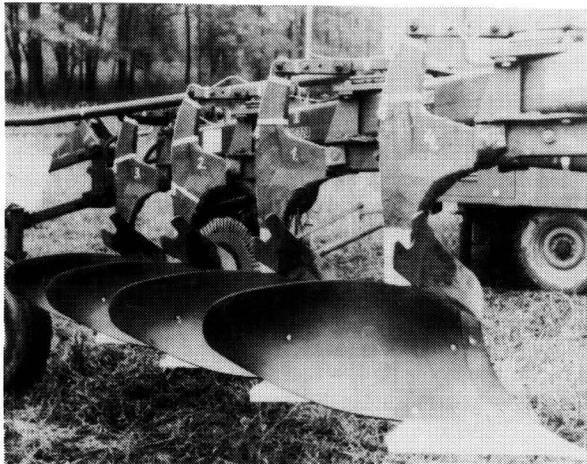


Bild 7. Pflug mit teflonbeschichteten Streichblechen; Ort: Csót.

6. Ergebnisse

6.1 Ergebnisse für einzelne Pflugkörper

6.1.1 Zugkraft

Es stehen zwei Meßreihen zur Verfügung (Egyházaskozár und Csót), die mit dem gleichen Pflug, **Bild 8**, aber unterschiedlichen Schleppern aufgenommen wurden. Zur zweiten Messung ist zu bemerken, daß der Schlepper mit Mischregelung eingesetzt wurde. Bild 4 zeigt einige Häufigkeitsdiagramme.

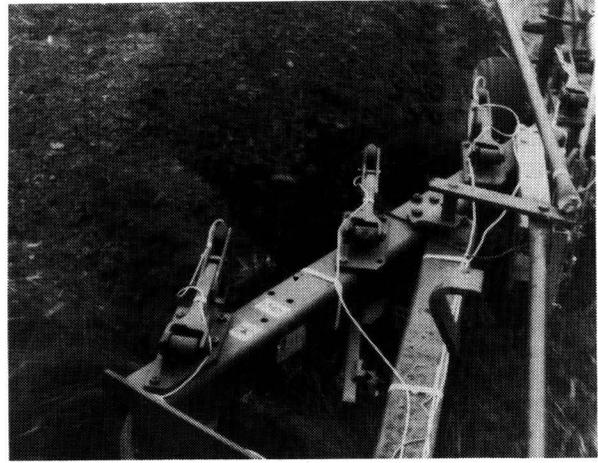


Bild 8. Messung der Zugkraft an einzelnen Pflugkörpern; Ort: Csót.

Die Ergebnisse des χ^2 - und Kolmogorov-Tests sind in **Tafel 2** dargestellt, aufgeführt sind auch die Fehler 1. Art der Resultierenden aus allen Versuchen, die mit Hilfe des z-Tests ermittelt wurden, zusammen mit der summierten Stichprobenanzahl N_{Σ} . Das p_{Σ} bedeutet die Resultierende aus den einzelnen in der Tafel noch vorkommenden Fehlern 1. Art.

Ort der Messung	Pflugkörper	Test				
		Normalverteilung		lg. Normalverteilung		
		χ^2	Kolmog.	χ^2	Kolmog.	
E.kozár	zusammen- gefaßt	p	0,0016	0,375	0,097	0,456
		N	695	1577	695	1577
		Q	3	13	3	13
Csót	Stahl- streich- blech	p	<0,001	0,07	0,09	0,39
		N	444	444	444	444
		Q	4	4	4	4
	teflonbesch. Streich- blech	p	0,05	0,36	0,70	0,48
		N	328	384	328	384
		Q	3	4	3	4
Resultierende		p_{Σ}	<0,001	0,150	0,083	0,409
		N_{Σ}	1467	2405	1467	2405
Normalvert. auf dem Niveau von 95/99 %?		Nein/N	Ja/J	/	/	/
log. Normalvert. auf dem Niveau von 95/99 %?		/	/	J/J	J/J	J/J

Bemerkung: — in manchen Fällen ist die zu den beiden Tests gehörende Stichprobenanzahl N nicht gleich. Der Grund liegt darin, daß bei einigen Messungen die Stichprobenanzahl des χ^2 -Tests für den Kolmogorov-Test zu klein war.
— Q ist die Anzahl der Messungen.

Tafel 2. χ^2 - und Kolmogorov-Test für einzelne Pflugkörper.

Beim Geary- und Momenten-Test wurden die Ergebnisse aus den einzelnen Messungen als Wahrscheinlichkeitsvariablen darauf untersucht, ob die Abweichung vom erwarteten theoretischen Wert signifikant ist: die zusammengefaßten Ergebnisse sind in **Tafel 3** dargestellt.

	Test					
	Geary		Schiefe		Exzeß	
	Norm.	lg. Norm.	Norm.	lg. Norm.	Norm.	lg. Norm.
\bar{x}	0,7869	0,7935	0,5690	-0,0348	4,0476	3,1500
s_x	0,0220	0,0205	0,3773	0,3223	1,3342	0,5824
Q	22	22	22	22	22	22
\hat{t}	2,345	1,007	7,266	0,5064	3,683	1,208
p	0,03	0,32	<0,001	0,62	0,006	0,25
N. 95/99 %?	N/J	/	N/N	/	N/N	/
lg. Norm. 95/99 %?	/	J/J	/	J/J	/	J/J

Tafel 3. Geary- und Momenten-Test; zusammengefaßte Ergebnisse der Untersuchungen einzelner Pflugkörper.

In Tafel 3 bedeuten:

- \bar{x} Mittelwert der sich aus den einzelnen Messungen ergebenden Werte (z.B. Mittelwert von $\hat{\delta}/s$);
- s_x dessen Standardabweichung;
- Q Anzahl der Messungen, von denen jede einen Wert lieferte;
- \hat{t} bei Gültigkeit von H_0 der charakteristische Wert des Erwartungswerts für den Studentischen t-Test;
- p Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art aufgrund des Studentischen t-Tests.

Anhand der Tafeln 2 und 3 ist ersichtlich, daß die Tests im allgemeinen gegen das Vorliegen einer Normalverteilung sprechen. In solchen Fällen, wo der Kolmogorov-Test nicht ablehnt ($p = 0,150$), wird dennoch die logarithmische Normalverteilung bevorzugt ($p = 0,409$). Damit ist sichergestellt, daß die Zugkraftwerte aus einer nicht normalverteilten Grundmenge stammen, für deren Beschreibung die logarithmische Normalverteilung geeigneter ist.

6.2 Untersuchungen zum Gesamtzugkraftbedarf von Pflügen

Bei der Messung des gesamten Zugkraftbedarfes eines Pfluges beinhalten die resultierenden Zugkraftwerte auch den Widerstand anderer Baugruppen (Scheibenseche, rollende Räder). — Bei einem Pflug mit vier Pflugkörpern (Egyházaskozár) entsprach der Mehraufwand an Zugkraft, der durch andere Baugruppen entsteht, etwa dem Widerstand eines Pflugkörpers. — Ausgehend vom Grenzwertverteilungsgesetz wird erwartet, daß die Verteilung des resultierenden Zugkraftwertes, Bild 9, um so exakter mit einer Normalverteilung beschreibbar ist, je mehr Glieder zur resultierenden Größe beitragen.

Aus theoretischen Überlegungen kann darauf geschlossen werden, wie groß der Fehler zwischen der sog. exakt resultierenden und der asymptotisch gültigen resultierenden Verteilung, d.h. der Normalverteilung bei K Pflugkörpern ist, wenn die Verteilung für die einzelnen Pflugkörper durch eine logarithmische Normalverteilung beschrieben ist und vorausgesetzt wird, daß der Zugkraftbedarf der sonstigen Baugruppen z.B. normalverteilt ist.

Das analytische Verfahren, nach dem die Verteilung der resultierenden Wahrscheinlichkeitsvariablen in Kenntnis der Verteilung der einzelnen Wahrscheinlichkeitsvariablen bestimmt wird, nennt man Zusammensetzung von Verteilungen [23]. Wir beschränken uns auf die Untersuchung der Resultierenden aus den Zugkräften an den einzelnen Pflugkörpern. Angenommen, der Zugkraftbedarf der einzelnen Pflugkörper ist voneinander unabhängig und log. normalverteilt, dann gilt für einen Pflug mit K Pflugkörpern:

- wenn $K \rightarrow \infty$, dann nähert sich die Verteilung der resultierenden Zugkraft der Normalverteilung;
- für $2 \leq K < \infty$ ist die resultierende Verteilung nicht gleich der logarithmischen Normalverteilung.

Die resultierende Verteilung wurde für verschiedene Werte von K untersucht. Da die analytische Lösung der zusammengesetzten Verteilungen nicht erarbeitet werden konnte, wurde der Prozeß mit der Monte-Carlo-Methode [24] folgendermaßen modelliert:

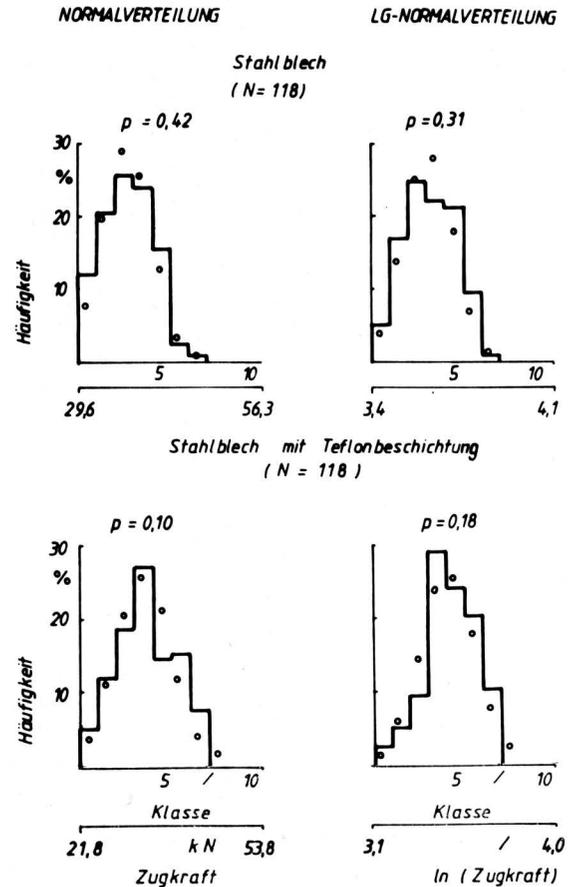


Bild 9. Stichprobenwerte für die Gesamtzugkraft unterschiedlich ausgerüsteter Pflüge, dargestellt als Normalverteilung (links) und als log. Normalverteilung (rechts); p ist die zugehörige Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art entsprechend dem χ^2 -Test; Ort: Csót.

- es wurde eine existierende und von uns realisierte Meßreihe ausgewählt (Bild 4, neue Pflugkörper mit geradem Schar) und mit ihren Grundparametern ein logarithmisch normalverteilter Zugkraftprozeß generiert (Stichprobenumfang: 1000);
- für einen Pflug mit K Pflugkörpern ($K = 2; 4; 6; 8; 10$) wurden die Summe von K logarithmisch normalverteilten Zugkraftprozessen und anschließend die resultierenden Verteilungsfunktionen, Bild 10, bzw. deren Parameter (Tafel 4) mit einem Mikrocomputer EPSON HX-20 bestimmt.

Es ist zu erwarten, daß einerseits die resultierende Häufigkeitsfunktion mit zunehmendem K symmetrischer wird und daß andererseits, solange K klein ist, die charakteristische Schiefe der logarithmischen Verteilung, die für $K = 1$ gültig ist, noch gut erkennbar ist. Um dies zu zeigen, wurden die Werte der Tafel 4 zusammengestellt.

Vergleicht man die Werte in Tafel 4 mit den kritischen Werten — obwohl hier bekannt ist, daß die Stichproben nicht normalverteilt sind —, kann man annehmen, daß die Tests für das Vorliegen einer Normalverteilung sprechen. Daß das nicht stimmt, kommt daher, daß die verwendeten Tests auch für Stichproben nicht ablehnen, die — wie in unserem Fall — bestimmt nicht aus einer normalverteilten Grundmenge stammen. Es wird hier demnach eine Normalverteilung angenommen, obwohl sie nicht vorliegt: es tritt also ein Fehler 2. Art auf. Es ist aber bekannt, daß sich die Verteilung der Stichprobe mit zunehmendem K immer mehr der Normalverteilung nähert, also der Fehler 2. Art immer kleiner wird. Im gegebenen Fall hängt die Größe des Fehlers vom Charakter des untersuchten Ereignisses, von dessen Folgen ab, und es wird notwendig, effektivere Tests — wie z.B. den χ^2 - oder den Kolmogorov-Test — anzuwenden.

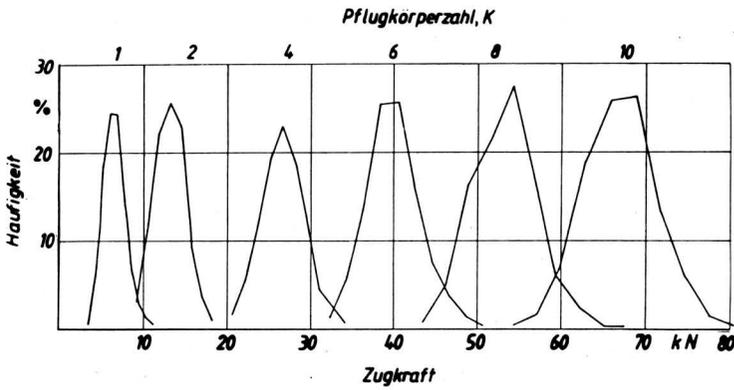


Bild 10. Mit der Monte-Carlo-Methode erzeugte Häufigkeitsverteilungen der Zugkraft bei unterschiedlicher Zahl der Pflugkörper K; N = 1000.

Anzahl der Pflugkörper	Parameter der Verteilung der Resultierenden					Stichprobenanzahl
	Mittelwert (kN)	Streuung (kN)	Schiefe norm.? 95/99 %	Exzeß norm.? 95/99 %	Geary-Test norm.? 95/99 %	
1	6,7	1,32	0,57 N/J	3,45 N/N	0,788 J/J	1000
2	13,4	1,90	0,42 N/J	3,46 N/N	0,797 J/J	1000
4	26,9	2,55	0,19 N/J	2,87 J/J	0,801 J/J	1000
6	40,3	3,14	0,29 N/J	3,15 J/J	0,787 N/J	1000
8	53,6	3,63	0,22 N/J	3,23 J/J	0,794 J/J	1000
10	67,5	4,16	0,11 J/J	3,09 J/J	0,794 J/J	1000

Tafel 4. Parameter der generierten Prozesse.

Zusätzlich wurden auch die Häufigkeiten der Zugkraftwerte, die den Ausgangspunkt der Modellierung bildeten, mit dem gleichen Stichprobenumfang wie bei der Messung bestimmt. Das Ergebnis ist in **Bild 11** dargestellt.

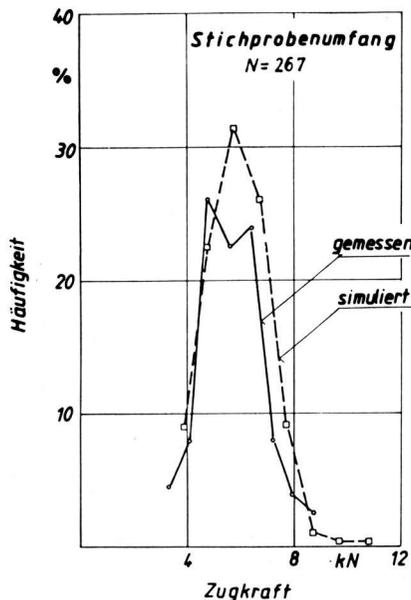


Bild 11. Häufigkeitsverteilungen der Zugkraftwerte aus der Messung und bei der Simulation; Pflugkörper mit scharfem geradem Schar; Ort: Egyházasokszár.

Nach dem oben Erwähnten wird erwartet, daß die statistischen Tests bei den gemessenen Werten der gesamten Zugkraft nicht mehr so kategorisch für die Ablehnung der Normalverteilung stimmen wie bei den Untersuchungen für einzelne Pflugkörper. Für die Resultierende aus allen Versuchen führen wir den Test für die logarithmische Normalverteilung durch, weil einige Eigenschaften aus den Messungen (**Bild 9** und **Bild 12**) und der asymmetrische Charakter, der in der Simulation auftrat (**Bild 10**), darauf hinweisen. Dabei wird berücksichtigt, daß es nur eine Näherung darstellt, die an den einzelnen Pflugkörpern beobachteten Werte als logarithmisch normalverteilt anzusehen. (Wenn die Resultierende aller Versuche sich aus der Multiplikation der einzelnen Elemente ergeben würde, wäre die Resultierende logarithmisch normalverteilt.) Hier ist zu bemerken, daß die Anwendung der Normalverteilung auch nur eine Näherung ist — da die statistischen Tests für die einzelnen Pflugkörper die Hypothese der Normalverteilung gleichfalls abgelehnt haben —, weil die Endsumme nur dann normalverteilt ist, wenn die unabhängigen Komponenten einzeln auch normalverteilt sind, obwohl mit zunehmendem K sich die Näherung verbessert.

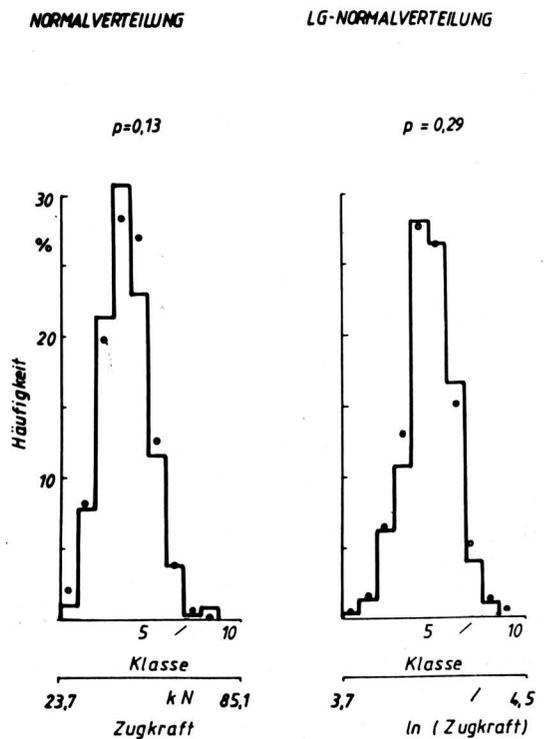


Bild 12. Stichprobenwerte der Gesamtzugkraftmessung in Rákossalva, dargestellt als Normalverteilung (links) und log. Normalverteilung (rechts).

Die Ergebnisse der zwei grundlegenden Tests sind in **Tafel 5** zusammengestellt. Die Ergebnisse der Geary- und Momenten-Tests enthält **Tafel 6**.

Allgemein wird anhand der Tests die schon erwähnte Folgerung bestätigt, daß aufgrund der Stichproben bei der Gesamtzugkraft die Normalverteilung nicht mehr — zumindest nicht mehr so kategorisch — auszuschließen ist wie bei den Untersuchungen einzelner Pflugkörper. Auch ist zu sehen, daß beide Tests zwischen den beiden Verteilungen schwanken: nach der Größe der Wahrscheinlichkeit des Fehlers 1. Art zu urteilen, ist die Normalverteilung zu bevorzugen — das wird theoretisch auch durch das zentrale Grenzwertverteilungsgesetz gestützt —, obwohl aufgrund der Stichproben die logarithmische Normalverteilung auch nicht unbedingt abzulehnen ist.

Ort der Messung	Anzahl der Pflugkörper K	TEST			
		Normalverteilung		lg. Normalverteilung	
		χ^2	Kolmogorov	χ^2	Kolmogorov
B. szárszó	p	0,89	0,17	0,018	0,17
	N	251	251	251	251
	Q	2	2	2	2
Rákosfalva	p	0,13	0,035	0,29	0,015
	N	493	493	493	493
	Q	1	1	1	1
Szólad	p	/	0,9989(1)	/	0,9954(1)
	N		917		917
	Q		14		16
B.öszod	p	/	0,21	/	0,075
	N		1413		1413
	Q		14		14
E.kozár	p	0,04	0,88	0,36	0,94
	N	394	394	394	394
	Q	4	4	4	4
Csót Stahl- streichblech	p	0,42	0,28	0,31	0,21
	N	118	118	118	118
	Q	1	1	1	1
Csót Teflon- streichblech	p	0,10	0,58	0,18	0,44
	N	118	118	118	118
	Q	1	1	1	1
Mezőberény	p	/	0,84	/	0,59
	N		45		45
	Q		1		1
	p	/	0,69	/	0,33
	N		77		77
	Q		1		1
Resultierende	$p\Sigma$	0,0639	0,7139	0,0334	0,3707
	$N\Sigma$	1374	3739	1374	3739
Norm.vert. (95/99 %)?		J/J	J/J	/	/
lg. Norm.vert. (95/99 %)?		/	/	N/J	J/J

Tafel 5. Ergebnisse der χ^2 - und Kolmogorov-Tests zur Verteilung der Werte der Gesamtzugkraft.

	TEST					
	GEARY		SCHIEFE		EXZESS	
	norm.	lg. norm.	norm.	lg. norm.	norm.	lg. norm.
\bar{x}	0,7879	0,7861	0,0905	-0,3340	3,3883	3,7334
s_x	0,0271	0,0339	0,5000	-0,5233	0,8950	1,6373
Q	42	42	42	42	42	42
\hat{t}	1,961	2,256	1,173	4,136	2,812	2,903
p	0,06	0,03	0,26	<0,001	0,009	0,0075
normalvert. (95/99 %)?	J/J	/	J/J	/	N/N	/
lg. n.vert. (95/99 %)?	/	N/J	/	N/N	/	N/N

Tafel 6. Ergebnisse der Geary- und Momenten-Tests zur Verteilung der Werte der Gesamtzugkraft.

7. Schlußfolgerungen, Vorschläge

Unsere Untersuchungen, die unter Feldbedingungen stattgefunden haben, führten zu folgenden Ergebnissen:

- bei der Verteilung der Zugkraftwerte einzelner Pflugkörper liegt keine Normalverteilung vor; als Näherung ist die logarithmische Normalverteilung vorzuziehen;
- als Näherung für die Verteilung der Gesamtzugkraftwerte wird – basierend auf dem zentralen Grenzwertverteilungsgesetz – die Normalverteilung (bei mindestens $K = 4$ Pflugkörpern) vorgeschlagen: dafür sprechen auch die statistischen Tests;
- für die Festigkeitsdimensionierung und -kontrolle ist es vorteilhaft, von einer logarithmischen Normalverteilung der an den einzelnen Pflugkörpern auftretenden Zugkraftwerte auszugehen;
- die Beschreibung der selten auftretenden Extremwerte der Zugkraft an einzelnen Pflugkörpern wie auch am gesamten Pflug sollte wegen des exponentiellen Charakters der Grundverteilung von der Frechetschen Doppelt-Exponentialverteilung ausgehen. Diese sollte auch als Ausgangspunkt bei der Dimensionierung gegen dynamische Brüche dienen;
- die Werte des Gesamtzugkraftbedarfes können als normalverteilt angenommen werden, wenn als notwendige Bedingung (bei mindestens 4 Pflugkörpern) die erste Verteilungsfunktion als normalverteilt angesehen werden kann.

Für die Modellierung der Prozesse stellt sich die Monte-Carlo-Methode als sehr vorteilhaft dar, mit der sich auch bei analytisch schwer handhabbaren Fällen ein Ergebnis einstellt, das auswertbar ist. Mit der Methode – basierend auf weiteren Meßergebnissen – kann auch der spezifische Widerstand, als Quotient von zwei zufälligen Prozessen, untersucht werden.

Aufgrund der Ergebnisse bei den Pfluguntersuchungen wird trotz der offensichtlichen Unterschiedlichkeit der Prozesse die Annahme gewagt, daß auch bei anderen Bodenbearbeitungsgeräten – wie Scheibeneggen, Lockerern, Kultivatoren – die an den einzelnen starren Arbeitselementen auftretenden Zugkraftwerte unter stationären, normalen Feldbedingungen eine von unten begrenzte und asymmetrische Verteilung zeigen. Darauf weist die relativ hohe Dynamik dieser Prozesse hin: die Signalspitzen erreichen das Mehrfache des Mittelwertes. Im Schrifttum findet sich auch ein Beispiel [25], in dem von einem asymmetrischen Charakter der Verteilung der Zugkraftwerte bei federnden Arbeitselementen (Hackelemente an Kultivatoren) berichtet wird.

Die Verteilung der resultierenden Werte für den gesamten Zugkraftbedarf wird sich wahrscheinlich mit zunehmender Anzahl der Arbeitselemente der Normalverteilung nähern. Die Untersuchung dieser Annahmen ist eine bevorstehende Aufgabe.

Schrifttum

Bücher sind durch ● gekennzeichnet

- [1] ● *Bendat, J.S. u. A.G. Piersol*: Izmerenje i analiz slutschainij prozessov. (Orig.: Random data: analysis and measurement procedures. Wiley-interscience. Wiley and Sons). Moskau: Mir 1974.
- [2] ● *Buxbaum, O.*: Betriebsfestigkeit. Düsseldorf: Verlag Stahleisen 1986.
- [3] *Getzlaff, G.*: Messung der Kraftkomponenten an einem Pflugkörper. Grndl. Landtechnik H. 1 (1951) S. 16/24.
- [4] *Getzlaff, G.*: Kräfte beim Pflügen von steinigem Acker. Grndl. Landtechnik H. 5 (1953) S. 7/15.
- [5] ● *Gumbel, E.J.*: Statistics of extremes. New York: Columbia University Press 1958.
- [6] *Gumbel, E.J.*: Statistical theory of extreme values and some practical applications. Natl. Bureau of Stand. Appl. Math. Ser. No. 33 (1954) S. 1/51.

- [7] • **Müller, P.H.:** Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematische Statistik. Lexikon. Berlin: Akademie Verlag 1970.
- [8] • **Borsa, B.:** Extremwertuntersuchungen bei einigen zufälligen Prozessen der Landtechnik. (Orig.: ung.) Budapest: Akadémiai Kiadó 1981.
- [9] **Söhne, W., R. Möller u. R. Bruer:** Geräte und Meßeinrichtungen zur Durchführung und Auswertung von Pflugversuchen. Landtechn. Forschung Bd. 12 (1962) Nr. 2, S. 44/47.
- [10] **Gerlach, A.:** Erfassung der Triebwerksbelastung von Acker-schleppern. Landtechn. Forschung Bd. 8 (1958) Nr. 3, S. 61/67.
- [11] **Coenberg, H.H.:** Dynamische Beanspruchungen bei Ackerschleppern I/II. Landtechn. Forschung Bd. 12 (1962) Nr. 1, S. 7/12 bzw. Nr. 2, S. 33/39.
- [12] **Coenberg, H.H.:** Die Belastungen von Motor, Fahrge-triebe und Zapfwelle bei Ackerschleppern. Grundl. Landtechnik H. 16 (1963) S. 16/29.
- [13] • **Billeter, E.P.:** Grundlagen der erforschenden Statistik. Statistische Testtheorie. Wien/New York: Springer 1972.
- [14] • **Graf, U., H.J. Henning u. K. Stange:** Formeln und Tabel-len der mathematischen Statistik. Berlin/Heidelberg/New York: Springer 1966.
- [15] • **Korn, G.A. u. T.M. Korn:** Mathematical handbook for scientists and engineers. Ungar. Ausgabe, Budapest: Müszaki Könyvkiadó 1973.
- [16] • **Meszna, Gy. u. M. Ziermann:** Wahrscheinlichkeitstheorie und mathematische Statistik. (Orig.: ung.) Budapest: Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó 1981.
- [17] • **Giloi, W.:** Simulation und Analyse stochastischer Vorgänge. München/Wien: R. Oldenbourg 1967.
- [18] • **Lurje, A.B.:** Statistitscheskaja dinamika sel'skoho-zjaist-wennij agregatow. Leningrad: Koloss 1970.
- [19] **Borsa, B.:** Bestimmung des Zugkraftbedarfs von Pflügen aus Messungen als Analyse stochastischer Vorgänge. Grundl. Landtechnik Bd. 37 (1987) Nr. 2, S. 61/68.
- [20] • **Reimann, J. u. I. Nagy:** Hydrologische Statistik. (Orig.: ung.) Budapest: Tankönyvkiadó 1984.
- [21] • **Pearson, E.S. u. H.O. Hartley:** Biometrika Tables for Statisticians. Cambridge: Cambridge University Press 1966.
- [22] **Feuerlein, W.:** Die Beurteilung des Pflügens. Landbauforschung Völkenrode Bd. 16 (1966) Nr. 1, S. 31/36.
- [23] • **Renyi, A.:** Wahrscheinlichkeitsrechnung. (Orig.: ung.) Budapest: Tankönyvkiadó 1954.
- [24] • **Buszlenko, N.P. u.a.:** Monte-Carlo-Methoden. Budapest: Müszaki Könyvkiadó 1965.
- [25] **Möller, R.:** Zugkraftbedarf und Arbeitererfolg starrer und federnder Grubberzinken. Grundl. Landtechnik H. 11 (1959) S. 85/94.

Notizen aus Forschung, Lehre, Industrie und Wirtschaft

Akademische Feier in München

Im Jahre 1988 konnten zwei herausragende Persönlichkeiten der landtechnischen Forschung und Lehre besondere Geburtstage feiern:

Prof. Dr.-Ing. E.h. **Helmut Meyer**,
Direktor des Instituts für Schlepperforschung der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL) von 1948 bis 1964 und Ehrendoktor der Technischen Universität München, vollendete am 27. Juni sein 90. Lebensjahr.

Prof. Dr.-Ing. Dr. agr. h.c. **Walter Söhne**,
emeritierter Ordinarius und Direktor des Instituts für Landmaschinen an der Technischen Universität München von 1965 bis 1982, vollendete am 7. Oktober sein 75. Lebensjahr.

Dies war Anlaß zu einer akademischen Feier am Lehrstuhl für Landmaschinen der Technischen Universität München am 18. November 1988. Über 100 Gäste erwiesen den rüstigen Jubilaren ihre Referenz, darunter auch viele namhafte Persönlichkeiten aus der deutschen Landmaschinen- und Traktorenindustrie.

Nach Grußworten von

Prof. Dr.-Ing. **J. Heinzel**, Prodekan der Fakultät für Maschinenwesen der Technischen Universität München

Prof. Dr. agr. **H. Schön**, Präsident der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL), Braunschweig-Völkenrode
Dr. h.c. **A. Schlüter**, im Auftrage der Landmaschinen- und Ackerschleppervereinigung (LAV), Frankfurt/M.

würdigten die Festvorträge

Helmut Meyer — ein Leben für den Schlepper
(Prof. Dr.-Ing. Dr. agr. h.c. W. Söhne)

Walter Söhne — vom Flugzeugbauer zum Landtechniker
(Obering. Dipl.-Ing. I.N. Logos)

Gedanken zur Entwicklung des Allradantriebs bei Traktoren
(Prof. Dr.-Ing. K.Th. Renius)

das Wirken der Jubilare, die beide langjährige Mitarbeiter der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft gewesen sind.*)



Das Bild (Foto C. Rott, TU München) zeigt Prof. Dr.-Ing. E.h. **Helmut Meyer** (links) und Prof. Dr.-Ing. Dr. agr. h.c. **Walter Söhne** (Mitte) bei der Begrüßung durch den Präsidenten der Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL), Herrn Prof. Dr. agr. **Hans Schön**.

*) Ausführliche Würdigungen sind u.a. veröffentlicht für:
Prof. Dr.-Ing. E.h. **Helmut Meyer**

Grundlagen der Landtechnik Bd. 18 (1968) Nr. 3, S. 123/124;
Bd. 24 (1974) Nr. 1, S. 1/5 und Bd. 28 (1978) Nr. 4, S. 163 bis 164.

Prof. Dr.-Ing. Dr. agr. h.c. **Walter Söhne**

Grundlagen der Landtechnik Bd. 28 (1978) Nr. 5, S. 207/208
und Bd. 32 (1982) Nr. 6, S. 213/214.