

Schätzung der Zuverlässigkeitskennwerte eines landtechnischen Arbeitsmittels bis zum Beginn der Serienproduktion¹⁾

Dr.-Ing. G. Stock, KDT

Ingenieurbüro für Vorbeugende Instandhaltung beim Kombinat für landtechnische Instandhaltung Dresden

Mit steigender Produktivität der Maschinen, begründet durch die zunehmende Mechanisierung und Automatisierung in der sozialistischen Landwirtschaft, ist es stärker als bisher erforderlich, die mögliche Einsatzzeit der Maschinen und Geräte effektiv zu nutzen. Das setzt eine hohe Zuverlässigkeit und Verfügbarkeit der landtechnischen Arbeitsmittel voraus. Schon während des Entwicklungsstadiums eines Erzeugnisses ist das technisch-ökonomische Verhalten in der projektierten Nutzungsdauer zu berücksichtigen.

Es ist notwendig, zu Serienbeginn eine Prognose der Zuverlässigkeit der Maschine, der Baugruppen und Einzelteile für die Serie durchzuführen. Zur Schätzung der Zuverlässigkeitskennwerte eines landtechnischen Arbeitsmittels sind alle verfügbaren Informationen des Typvorläufers sowie der Konstruktion, des Musterbaues, der Einsatzerprobung, der Haltbarkeitsprüfung und der Kampagnefestüberholung der Entwicklungsmuster zu nutzen.

1. Zielstellung

Das Ziel der Untersuchung war, mit Hilfe der Wahrscheinlichkeitsrechnung und mathematischen Statistik die Möglichkeiten und Grenzen zu untersuchen, eine wissenschaftlich begründete Schätzung der Zuverlässigkeitskennwerte der Maschine, der Baugruppen und der Einzelteile unter den besonderen Bedingungen der Erprobung, wie z. B. kurze Erprobungsdauer und kleine Stichprobenumfänge, zu ermöglichen. Die Methodik wurde im VEB Kombinat Fortschritt Neustadt am Mähdrescher E 516 praktisch erprobt [1].

2. Gesamtbewertung von Erprobung und Serie

Zur Gesamtbewertung von Erprobung und Serie werden Zuverlässigkeitsinformationen nach Bild 1 genutzt [2].

Eine Prognose der Zuverlässigkeitskennwerte für die Serie wird unter Zulassung eines bestimmten Fehlers möglich, wenn angenommen wird, daß das Ausfallverhalten der Entwicklungsmuster dem einer gleichgroßen Zufallsstichprobe entspricht. In diesem Beitrag wird nur auf die Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit der Einzelteile unter den Bedingungen der Entwicklungsmustererprobung eingegangen.

3. Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit bei kleinen Stichproben

Während der Entwicklungsmustererprobung liegt die Anzahl untersuchter Maschinen etwa zwischen $1 \leq n \leq 10$. Im weiteren Sinne wird der Umfang kleiner Stichproben bis $n \leq 25$ (z. B. für Einzelteile) betrachtet.

Die Definition der Stichprobe wird bei der Untersuchung der Entwicklungsmuster angewendet, obwohl die Entwicklungsmuster nicht aus einem Posten entnommen werden. Sie stellen selbst eine begrenzte Grundgesamtheit dar.

Die Genauigkeit der Zuverlässigkeitsaussage hängt u. a. von der Größe des Stichprobenumfangs ab.

Weiterhin hat bei der Betrachtung kleiner Stichproben die Punktschätzung eines Parameters, ohne Angabe seines wahrscheinlichen Eintreffens, wenig Bedeutung. Es ist deshalb bei Kleinserienerprobungen zu dem Schätzwert für die Zuverlässigkeit ein Intervall anzugeben, in dem der wahre Wert der Grundgesamtheit mit einer bestimmten statistischen Sicherheit liegen wird.

Die Erfassung und Auswertung der Daten der Maschine vom Entwicklungsmusterstadium bis zwei Jahre nach Serienbeginn durch den VEB Kombinat Fortschritt Neustadt hat sich bewährt. Das Auswertungsprogramm Schädigungsverhalten, genannt

SCHAEVER, hat bei der Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit vor allem während der Entwicklungsmustererprobung einige Nachteile. So wird z. B. die Weibull-Verteilung als Grenznutzungsdauerverteilung zugrunde gelegt. Die Bestimmung des Verteilungsgesetzes ist aber bei kleinen Stichprobenumfängen nicht eindeutig möglich [1] [2] [3].

Deshalb wird ein „verteilungsfreies“ Verfahren zur Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit angewendet, wobei unter verteilungsfrei eine Unabhängigkeit von den üblichen stetigen Grenznutzungsdauerverteilungen zu verstehen ist.

3.1. Anwendung der Binomialverteilung

Die Auswertung der kleinen Stichproben während der Entwicklungsmustererprobung erfolgt in der Betrachtungsweise der zwei möglichen Zustände eines Einzelteiles (Ausfall oder Betriebsfähigkeit). Diese Beziehung stellt ein Binom dar, und das Verteilungsgesetz ist die Binomialverteilung. Mit dieser Verteilung lassen sich Vertrauensgrenzen für den Überlebensanteil \hat{R} der Stichprobe n zu Ende der Erprobungsdauer t_E angeben.

Die Anwendung ist vor allem dann vorteilhaft, wenn wenig Ausfälle in der betrachteten Stichprobe, man spricht auch von einer unvollständigen Stichprobe, zum Erprobungsende vorliegen. Das heißt, die geschätzte Überlebenswahrscheinlichkeit der Einzelteile ist dann am größten, wenn zum Betrachtungszeitpunkt keine Ausfälle vorhanden sind. Bisher wurden bei vielen Grenznutzungsdaueranaysen jedoch nur Ausfälle betrachtet, und somit konnten für besonders zuverlässige Einzelteile keine Angaben gemacht werden. Zum Beispiel erfolgt im Programm SCHAEVER eine Auswertung erst bei einer Ausfallanzahl $k \geq 5$ unabhängig vom Stichprobenumfang.

Der Überlebensanteil der Stichprobe zu Ende der Erprobungsdauer t_E berechnet sich aus:

$$\hat{R} = 1 - k/n \quad (1)$$

k Anzahl der Ausfälle

n Stichprobenumfang

\hat{R} Überlebensanteil

Die Überlebenswahrscheinlichkeit der Grundgesamtheit bei t_E liegt mit einer statistischen Sicherheit S im Intervall

$$R_u < R < R_o \quad (2)$$

R Überlebenswahrscheinlichkeit der Grundgesamtheit

R_u untere Grenze der Überlebenswahrscheinlichkeit

R_o obere Grenze der Überlebenswahrscheinlichkeit

Die untere Grenze der Überlebenswahrscheinlichkeit R_u ist eine mit der statistischen Sicherheit S garantierte Überlebenswahrscheinlichkeit. Bei einseitiger Betrachtungsweise wird der wahre Wert R mit der Wahrscheinlichkeit S größer und mit der Wahrscheinlichkeit α kleiner als R_u sein [4] [5]. Im Bild 2 ist die

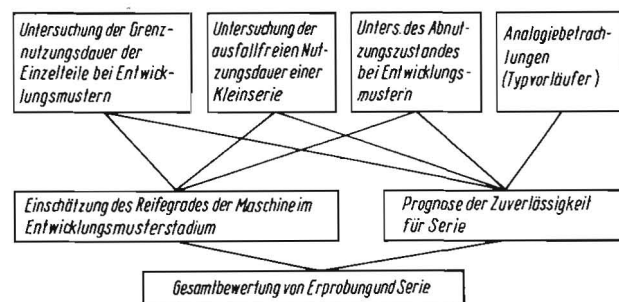


Bild 1. Aufbau der Gesamtbewertung

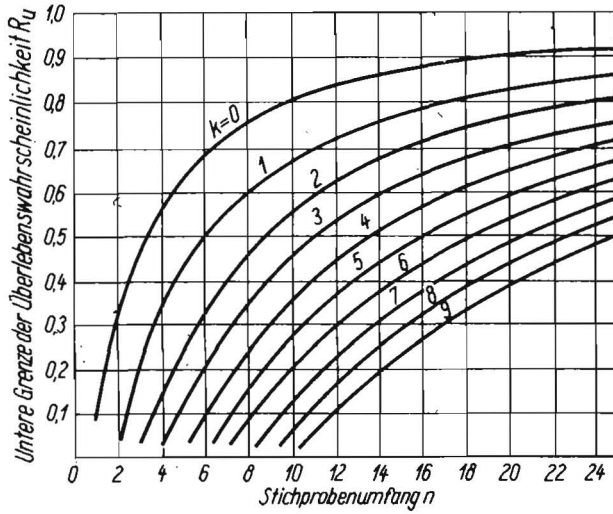


Bild 2. Untere Grenze der Überlebenswahrscheinlichkeit R_u in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang n ; ($S = 90\%$ einseitig)

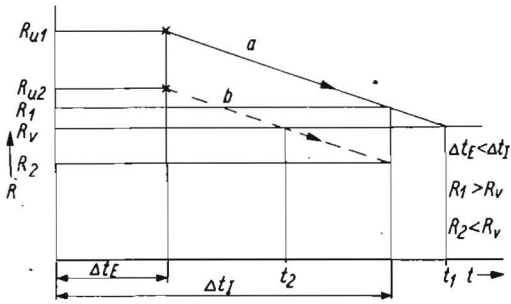


Bild 3. Extrapolation auf ein größeres Nutzungsdauerintervall; a, b Extrapolation durch Variationskoeffizienten
Es gelten:
 $t_1 > \Delta t_I$ Vorgabe bestätigt
 $t_2 < \Delta t_I$ Vorgabe nicht bestätigt

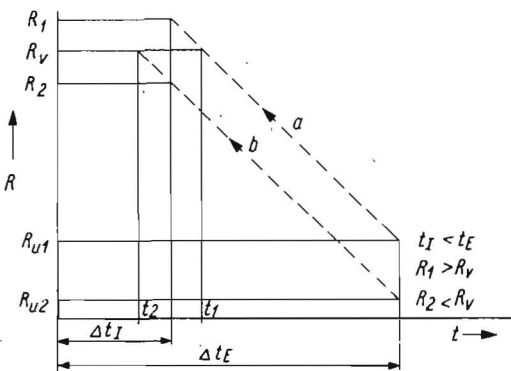


Bild 4. Interpolation auf ein kleineres Nutzungsdauerintervall; a, b Interpolation durch Variationskoeffizienten
Es gelten:
 $t_1 > \Delta t_I$ Vorgabe bestätigt
 $t_2 < \Delta t_I$ Vorgabe nicht bestätigt

untere Grenze der Überlebenswahrscheinlichkeit R_u in Abhängigkeit vom Stichprobenumfang n bei bestimmter Anzahl der Ausfälle k und einer statistischen Sicherheit S von 90% dargestellt.

Beispiel

Zu Ende der Erprobung t_E lagen zwei Ausfälle ($k = 2$) in acht untersuchten Stichprobenelementen ($n = 8$) vor.

Frage: Wie groß ist die untere Grenze der Überlebenswahrscheinlichkeit R_u bei $S = 90\%$?

Aus Bild 2 folgt: $R_u = 0,46$ bei t_E und $S = 90\%$.

Bei einer statistischen Sicherheit von z. B. 99% läge R_u in dem angeführten Beispiel nur noch bei $0,30$.

3.2. Extrapolation und Interpolation

In den meisten Fällen stimmt das Erprobungsintervall Δt_E nicht mit dem projektierten Nutzungsdauerintervall (z. B. dem Intervall zwischen zwei vorbeugenden Instandsetzungen Δt_I) überein.

Eine Extrapolation oder Interpolation ist erforderlich, um die untere Grenze R_u zum Erprobungsintervall Δt_E mit dem Vorgabewert R_v beim geforderten Instandsetzungsintervall Δt_I in Beziehung zu bringen. Eine Extrapolation oder Interpolation ist nur durch eine zusätzliche Information möglich. Der Variationskoeffizient des Ausfallverhaltens stellt eine solche Information dar. Er ergibt sich aus dem Verhältnis von Standardabweichung zur mittleren Grenznutzungsdauer. Läßt sich der Variationskoeffizient aufgrund von Analogiebetrachtungen der Ergebnisse des Typvorläufers oder ähnlicher Maschinen schätzen, so ist eine Extrapolation oder Interpolation möglich. Dabei ist der auftretende Fehler zu berücksichtigen.

Aus folgenden Gesichtspunkten ist eine Übertragung der Variationskoeffizienten möglich:

- Der Variationskoeffizient ist bei Entwicklungsmustern nicht meßbar.
- In der Serie des Typvorläufers und der Maschinenneuentwicklung liegen ähnliche Einsatzbedingungen vor.
- Auch bei einer ausgereiften Konstruktion ist mit Variationskoeffizienten der Grenznutzungsdauer von $v = 0,3$ oder $v = 0,4$ zu rechnen.

Im Bild 3 ist die Extrapolation auf ein größeres Nutzungsdauerintervall für R_{u1} und R_{u2} dargestellt. Ausgehend vom Erprobungsintervall t_E wird der Vorgabewert für die Überlebenswahrscheinlichkeit R_v für R_{u1} bestätigt und für R_{u2} nicht bestätigt. In beiden Fällen erfolgt die Extrapolation mit Hilfe des Variationskoeffizienten des Ausfallverhaltens.

Bild 4 zeigt die Interpolation auf ein kleineres Nutzungsdauerintervall. Mit R_{u1} wird die Vorgabe R_v bestätigt und mit R_{u2} nicht bestätigt.

Bei vorhandenen prozentualen Grenznutzungsdauerverhältnissen können Extrapolationen und Interpolationen durchgeführt werden.

Verhältnisse prozentualer Grenznutzungsdauerwerte lassen sich für zweiparametrische, stetige Grenznutzungsdauerverteilungen in Abhängigkeit vom Variationskoeffizienten v eindeutig darstellen. Mögliche und bisher übliche Grenznutzungsdauerverteilungen sind die Gaußsche Normalverteilung, die logarithmische Normalverteilung, die Weibull-Verteilung und die Gamma-Verteilung. In Tafel 1 sind prozentuale Grenznutzungsdauerverhältnisse in Abhängigkeit vom Variationskoeffizienten dargestellt. Bezugsgröße ist hier die Mindestgrenznutzungsdauer $t_{0,9}$. Es ist auch möglich, mit der zentralen Grenznutzungsdauer $t_{0,5}$ zu rechnen. Die Streuung der Verteilungsgesetze bei gleichem v und prozentualem Grenznutzungsdauerverhältnis ist in dem angegebenen Bereich in Tafel 1 berücksichtigt. Bei der Extrapolation nimmt man die obere und bei der Interpolation die untere Grenze, um auf der sicheren Seite zu liegen. Es besteht auch die Möglichkeit, Bereiche anzugeben. Bei dieser Vorgehensweise ist eine Unabhängigkeit von den Verteilungsgesetzen erreicht.

Beispiel

Während der Haltbarkeitsprüfung auf Prüfständen wurden zwei Einzelteile einer Ersatzteilposition ausfallfrei 4000h (das ent-

Tafel 1. Bereiche prozentualer Grenznutzungsdauerverhältnisse bei Einbeziehung des Forderungswertes $t_{0,9}$ in Abhängigkeit vom Variationskoeffizienten v für mögliche Grenznutzungsdauerverteilungen

| Variationskoeffizient v | 0,1 | 0,2 | 0,3 | 0,4 | 0,5 | 0,6 | 0,7 | 0,8 |
|----------------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| $\frac{t_{0,98}}{t_{0,9}}$ | 0,863...0,926 | 0,752...0,858 | 0,623...0,795 | 0,368...0,743 | 0,462...0,695 | 0,379...0,652 | 0,320...0,614 | 0,267...0,580 |
| $\frac{t_{0,95}}{t_{0,9}}$ | 0,937...0,963 | 0,883...0,930 | 0,822...0,897 | 0,702...0,870 | 0,714...0,842 | 0,656...0,817 | 0,609...0,795 | 0,562...0,774 |
| $\frac{t_{0,93}}{t_{0,9}}$ | 0,967...0,981 | 0,939...0,962 | 0,904...0,946 | 0,842...0,928 | 0,840...0,914 | 0,803...0,900 | 0,773...0,882 | 0,742...0,872 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,8}}$ | 0,944...0,952 | 0,880...0,916 | 0,816...0,879 | 0,735...0,845 | 0,707...0,814 | 0,646...0,783 | 0,599...0,753 | 0,556...0,733 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,7}}$ | 0,898...0,921 | 0,811...0,861 | 0,712...0,799 | 0,616...0,747 | 0,566...0,699 | 0,493...0,656 | 0,432...0,620 | 0,379...0,588 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,6}}$ | 0,869...0,897 | 0,763...0,815 | 0,652...0,737 | 0,542...0,673 | 0,479...0,616 | 0,395...0,565 | 0,337...0,524 | 0,285...0,483 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,5}}$ | 0,846...0,875 | 0,737...0,774 | 0,600...0,685 | 0,487...0,610 | 0,415...0,546 | 0,330...0,490 | 0,273...0,446 | 0,223...0,406 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,4}}$ | 0,825...0,855 | 0,689...0,735 | 0,556...0,636 | 0,442...0,553 | 0,364...0,485 | 0,284...0,425 | 0,225...0,380 | 0,178...0,310 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,3}}$ | 0,805...0,843 | 0,656...0,697 | 0,517...0,587 | 0,386...0,498 | 0,320...0,427 | 0,235...0,366 | 0,187...0,321 | 0,143...0,281 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,2}}$ | 0,793...0,805 | 0,625...0,655 | 0,478...0,535 | 0,364...0,442 | 0,280...0,367 | 0,201...0,307 | 0,153...0,262 | 0,114...0,225 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,1}}$ | 0,760...0,774 | 0,589...0,600 | 0,433...0,472 | 0,322...0,373 | 0,237...0,298 | 0,163...0,241 | 0,119...0,199 | 0,085...0,165 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,07}}$ | 0,750...0,760 | 0,573...0,577 | 0,416...0,443 | 0,306...0,346 | 0,220...0,272 | 0,149...0,216 | 0,107...0,176 | 0,076...0,144 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,05}}$ | 0,743...0,749 | 0,553...0,562 | 0,404...0,423 | 0,294...0,324 | 0,210...0,252 | 0,140...0,197 | 0,100...0,158 | 0,069...0,128 |
| $\frac{t_{0,9}}{t_{0,02}}$ | 0,714...0,724 | 0,514...0,536 | 0,373...0,453 | 0,268...0,277 | 0,185...0,207 | 0,119...0,157 | 0,083...0,122 | 0,056...0,096 |

spricht etwa 10000 ha Feldeinsatz) getestet. Der Vorgabe- bzw. Forderungswert beträgt $R_v = 0,9$ bei $\Delta t_1 = 4000$ ha. Der Variationskoeffizient ist im Intervall $0,1 \leq v \leq 0,3$ zu erwarten.

Frage: Wird die Überlebenswahrscheinlichkeit R_v bei $\Delta t_1 = 4000$ ha erreicht?

Die untere Grenze bei $t_E = 10000$ ha und $S = 90\%$ ergibt sich zu $R_u = 0,32$ (s. Bild 2).

Bei Interpolation mit $v = 0,3$ (Tafel 1) beträgt die untere Grenze

$$\frac{t_{0,9}}{t_{0,32}} = 0,525$$

Dieser Wert läßt sich aus der Tafel 1 durch lineare Interpolation berechnen. Daraus folgt $t_{0,9} = 5250$ ha.

Der Vorgabe- bzw. Forderungswert wird erreicht.

4. Zusammenfassung

Es werden Möglichkeiten der Schätzung von Zuverlässigkeitskennwerten während der Entwicklungsmustererprobung dargestellt.

Die Schätzung der Überlebenswahrscheinlichkeit der Einzelteile im Erprobungsintervall erfolgt ohne Annahme eines stetigen Verteilungsgesetzes der Grenznutzungsdauer mit Hilfe der Binomialverteilung. Das Erprobungsintervall läßt sich mit dem geforderten Nutzungsdauerintervall durch Extrapolation oder Interpolation in Beziehung bringen. Der hierzu benötigte Varia-

tionskoeffizient des Ausfallverhaltens wird aufgrund der Ergebnisse des Typvorläufers abgeschätzt.

Literatur

- [1] Ihle, G.; Petersohn, H.-J.; Stock, G.: Zuverlässigkeitsbestimmung. TU Dresden, Sektion Kraftfahrzeug-, Land- und Fördertechnik, Abschlußbericht für den VEB Kombinat Fortschritt — Landmaschinen — Neustadt/Sa., 1974 (unveröffentlicht).
- [2] Stock, G.: Schätzung der Zuverlässigkeitskennwerte eines landtechnischen Arbeitsmittels bis zum Beginn der Serienproduktion. TU Dresden, Sektion Kraftfahrzeug-, Land- und Fördertechnik, Dissertation 1975.
- [3] Stock, G.: Bestimmung der Zuverlässigkeit von Maschinenneuentwicklungen bis zum Serienbeginn. Vortrag auf der 5. Wissenschaftlich-technischen Tagung „Landtechnisches Instandhaltungswesen“ am 4./5. Dezember 1974 in Neubrandenburg.
- [4] Müller, P.H.; Neumann, P.; Storm, R.: Tafeln der mathematischen Statistik. Leipzig: VEB Fachbuchverlag 1973.
- [5] Owen, D. B.: Handbuch statistischer Tafeln. Moskau 1973.

A 1333

1) Diese Untersuchung wurde im Rahmen von Forschungsarbeiten des Verfassers an der Technischen Universität Dresden, Sektion Kraftfahrzeug-, Land- und Fördertechnik, Bereich Instandhaltung, durchgeführt