

Sie ist nicht auf einen bestimmten Verfügbarkeitsbereich beschränkt, spricht aber auch nicht den einzelnen Nutzer an.

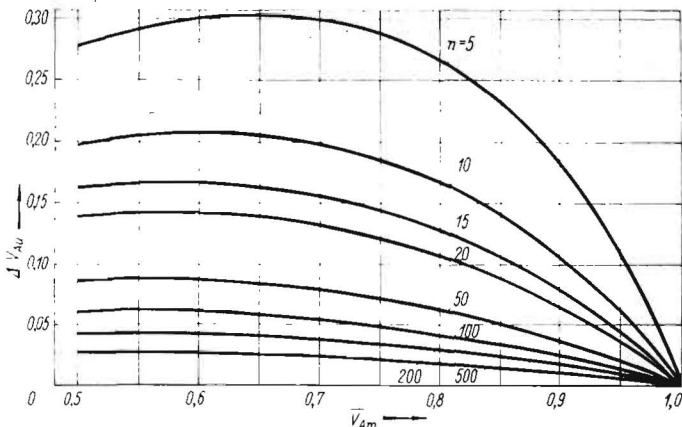
### 5. Schlußfolgerungen

Die Aufgabenverfügbarkeit ist eine zweckmäßige Kenngröße für die Bewertung der Zuverlässigkeit landtechnischer Arbeitsmittel, wenn der Einfluß der Produktionsorganisation und der Einsatzbedingungen zurückgedrängt oder eliminiert wird. Vor Beginn der Entwicklung eines neuen Erzeugnisses, spätestens in der Stufe K 5, muß die konkrete Form des Verfügbarkeitsnachweises — untere Grenze der Aufgabenverfügbarkeit für die Einzelmaschine oder mittlere Aufgabenverfügbarkeit des Maschinentyps — und das Bezugsintervall (z. B. Normarbeitsmenge in einer Einsatzkampagne) zwischen Hersteller, ASMW und Nutzer vereinbart werden.

### Literatur

[1] TGL 26096/03 Zuverlässigkeit in der Technik, Auswahl der Zuverlässigkeitskenngrößen. Ausgabe vom Mai 1975.

Bild 3  
Untere Vertrauensgrenze der mittleren Aufgabenverfügbarkeit (statistische Sicherheit 0,95)



- [2] TGL 20987/03 Landtechnische Arbeitsmittel, Instandhaltungsgerechte Konstruktion, Grundsätze der Vorgabe und Bewertung der Instandhaltungseignung. Ausgabe vom Jan. 1976.
- [3] TGL 26096/01 Zuverlässigkeit in der Technik, Begriffe. Ausgabe vom Dez. 1971.
- [4] TGL 22289 Zeitgliederung in der Land- und

- Forstwirtschaft. Begriffe, Kurzzeichen, Erläuterungen. Ausgabe vom Juni 1974.
- [5] Ihle, G.: Richtlinie zur Erfassung und Auswertung der Verfügbarkeit landtechnischer Arbeitsmittel. TU Dresden, Sektion Kraftfahrzeug-, Land- und Fördertechnik, Forschungsbericht für die VVB Landtechnische Instandsetzung 1976. A 1746

## Beitrag zur Ermittlung der Größe von Austauschstöcken in Abhängigkeit von Bedarf und Transportorganisation

Dipl.-Ing. M. Reichel, KDT, Wilhelm-Pieck-Universität Rostock, Sektion Landtechnik

Damit in der sozialistischen Landwirtschaft der DDR die anspruchsvollen Aufgaben zur Versorgung der Bevölkerung mit Nahrungsmitteln und der Industrie mit Rohstoffen gelöst werden können, ist u. a. eine hohe Verfügbarkeit der eingesetzten landtechnischen Arbeitsmittel erforderlich.

Das bestehende Baugruppenversorgungssystem trägt zur Erhöhung der Verfügbarkeit und zur Verkürzung der instandsetzungsbedingten Stillstandszeiten der Arbeitsmittel bei. Zur Zeit erfolgen Untersuchungen zur Gestaltung des Baugruppenversorgungssystems in Anpassung an die sich verändernden Produktionsbedingungen in der Landwirtschaft.

Im nachfolgenden Beitrag werden Ergebnisse zur Berechnung der Größe von Austauschstöcken in Abhängigkeit vom Bedarf und von der Transportorganisation vorgestellt.

### 1. Voraussetzungen für Berechnungsmodelle

Für die Berechnung der Größe von Austauschstöcken werden im folgenden zwei Modelle betrachtet und die Bedingungen für deren Anwendung untersucht. Die Größe des Austauschstocks in Ebene II ist vom Bedarf nach Baugruppentausch und vom Lieferregime in Ebene I abhängig (Bild 1).

Die erste Voraussetzung für die Nutzung der vorzustellenden Modelle ist das Vorliegen eines Poissonschen Ereignisstromes, d. h., die Häufigkeit des Baugruppentausches je Zeiteinheit wird durch eine Poisson-Verteilung beschrieben. Von den drei Möglichkeiten des Nachweises

- Nachweis eines stationären, nachwirkungsfreien und ordinären Stromes
- Verteilung des Ankunftsabstands der Tauschforderungen nach der Exponentialverteilung
- Verteilung der Häufigkeit der Tauschforderungen nach der Poisson-Verteilung

wurden die zweite und dritte Möglichkeit genutzt, da sich im ersten Fall keine Nachwirkungsfreiheit darstellen läßt. Die Untersuchungen in der Ebene II des Baugruppenversorgungssystems (Bild 1) haben gezeigt, daß sich für die individuelle Instandsetzung (individueller Baugruppentausch) eine poissonverteilte Häufigkeit der Tauschforderungen je Zeiteinheit ergibt.

Die zweite Bedingung ist die Realisierung der Transportorganisation entsprechend dem Lieferregime 2 (Tafel 1), das sich bereits in der Praxis des Baugruppentausches bewährt hat.

### 2. Berechnungsmodelle

#### 2.1. Modell I

Das erste zu betrachtende Modell M I ist ein Bedienungsmodell von Zav'jalov und

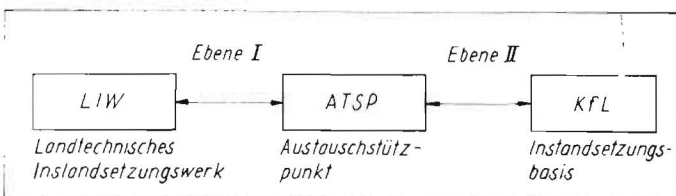
Mařtak [1].

Ausgehend von der Anzahl der Forderungen nach Baugruppentausch je Zeiteinheit ( $\lambda$  als Intensität des Forderungenstromes, wobei als Länge eines Lieferzyklus ein Zeitraum von einer Woche gewählt wird) werden folgende Wahrscheinlichkeiten in Abhängigkeit von der Größe des Austauschstocks berechnet:

- Wahrscheinlichkeit des Soforttausches  $P_A$  (Ereignis des Soforttausches im Austauschstützpunkt)
- Wahrscheinlichkeit des Wartens  $P_B$  (Ereignis des Tausches am nächsten Liefertag des LIW)
- Wahrscheinlichkeit des Wartens  $P_C$  (Ereignis des Tausches am übernächsten Liefertag des LIW).

Im Verlauf des Lieferzyklus  $D$  werden  $I$  Tausche durchgeführt, wenn zu Beginn des Lieferzyklus (Liefertag des LIW) mehr als  $I$  Baugruppen im Austauschstützpunkt zum Tausch bereitstanden und  $I$  Tauschforderungen auftraten bzw.  $I$  Baugruppen zur Verfügung standen und mindestens  $I$  Tauschforderungen auftraten.

Bild 1  
Baugruppenversorgungssystem der Landwirtschaft der DDR



Daraus ergibt sich die Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von  $l$  Tauschen zu

$$P(k_G = 1) = P_{N-1} P_{2l} + \sum_{m=1+1}^N P_{N-m} P_l \quad (1)$$

mit  $P_{2l} = P(k_T \geq l)$ ; (1a)

- $k_G$  Anzahl der Baugruppentausche
- $k_T$  Anzahl auftretender Forderungen nach Tausch
- $m$  Anzahl der noch möglichen Baugruppentausche nach  $l$  erfolgten Tauschen
- $N$  Anzahl der Baugruppen im Austauschstützpunkt zu Beginn eines Lieferzyklus (Austauschstock)
- $P_l$  Wahrscheinlichkeit für das Auftreten von genau  $l$  Forderungen

$$P_l(D) = \frac{1}{l!} (\lambda D)^l \exp(-\lambda D) \quad (1b)$$

Alle Einzelwahrscheinlichkeiten  $P_l$  werden nach Gleichung (1b) berechnet. Durch Berechnung der mathematischen Erwartung für  $k_G$  ergibt sich die Soforttauschwahrscheinlichkeit  $P_A$  zu

$$P_A = \frac{1}{\lambda D} \sum_{l=0}^N \left[ P_{N-l} P_{2l} + \sum_{m=1+1}^N P_{N-m} P_l \right] l \quad (2)$$

Analog läßt sich die Wahrscheinlichkeit  $P_B$  berechnen:

$$P_B = \frac{1}{\lambda D} \sum_{l=0}^N \left[ P_l P_{2N} + \sum_{m=0}^{N-1-l} P_{N-m} P_{l+m} \right] l \quad (3)$$

$$P_{2N} = 1 - \sum_{n=0}^{N-1} P_n(D) \quad (3a)$$

mit  $P_{2N} = P(k_T \geq N)$ . (3b)

Daraus berechnet sich die Wahrscheinlichkeit  $P_C$ :

$$P_C = 1 - (P_A + P_B) \quad (4)$$

Mit  $\lambda$  als Ausgangspunkt (Erwartungswert des Forderungenstromes nach Baugruppentausch) werden die durch die Größe des Austauschstocks möglichen Versorgungssicherheiten berechnet, indem  $k_G$  alle Realisierungen, die mit  $\lambda$  nach der Poisson-Verteilung möglich sind, zugeordnet werden.

Die Bilder 2 und 3 zeigen Beispiele für die Ermittlung der Größe der Austauschstöcke, wobei ersichtlich ist, daß die Größe der Austauschstöcke mit zunehmender Soforttauschwahrscheinlichkeit (asymptotisch gegen 1) schnell zunimmt.

Eine Soforttauschwahrscheinlichkeit  $P_A = 1$  erfordert deshalb einen sehr großen Austauschstock.

### 2.2. Modell 2

Eine zweite Möglichkeit des Berechnens der Größe von Austauschstöcken ist ein Simulationsmodell M 2, bei dem die Anzahl der Forderungen nach Baugruppentausch simuliert und in Relation zum vorhandenen Austauschstock gesetzt wird.

Zu  $\lambda$  (Erwartungswert der Tauschhäufigkeit je Lieferzyklus) werden, ausgehend von der

Tafel 1. Kriterien der Lieferregime

Kriterium	Lieferregime			
	1	2	3	4
Rhythmus	fester Lieferzyklus		variabler Lieferzyklus	
Liefermenge	konstante Menge	variable Menge	konstante Menge	variable Menge
Versorgungssicherheit	hohe Sicherheit nur bei bekannter Tauschstückzahl	hohe Sicherheit möglich	hohe Sicherheit möglich	hohe Sicherheit möglich
Rückstände	innerhalb eines bestimmten Zeitraums können erhebliche Rückstände auftreten, wenn der zeitweise Bedarf den Austauschstock wesentlich übersteigt	Rückstände dann, wenn die geforderte Liefermenge nicht erbracht werden kann	s. 2	geringe Rückstände, wenn die geforderte Liefermenge nicht erbracht werden kann
Organisation	gute Planbarkeit der Transportorganisation	s. 1	höhere Anforderungen als bei 1 und 2	sehr hohe Anforderungen an Organisation des Baugruppentausches (in beiden Ebenen)

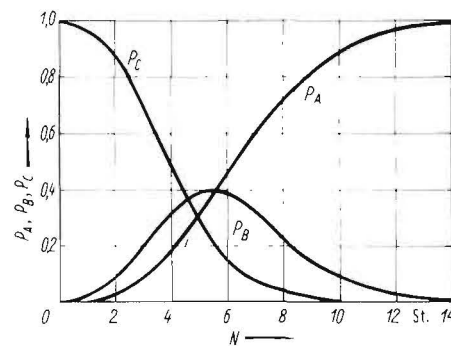


Bild 2. Größe des Austauschstocks in Abhängigkeit von den Wahrscheinlichkeiten  $P_A$ ,  $P_B$  und  $P_C$  nach Modell M 1 [1] für  $\lambda = 4,0$

multiplikativen Kongruenzmethode zur Erzeugung von Pseudozufallszahlen poissonverteilte Zufallszahlen erzeugt. Die Wahrscheinlichkeit des Soforttausches  $P_{Sj}$  im  $j$ -ten Lieferzyklus (Länge des Lieferzyklus entspricht dem Zeitraum von einer Woche) ergibt sich nach der klassischen Wahrscheinlichkeit zu

$$P_{Sj} = \frac{N}{F_j} \quad (5)$$

- $F_j$  Anzahl der Forderungen im Lieferzyklus
- $j$  Laufvariable für den Lieferzyklus mit  $j = 1(1)q$ .

Die somit errechnete Wahrscheinlichkeit ist allerdings eine Pseudowahrscheinlichkeit, da nach Gleichung (5) auch  $P_{Sj} > 1$  möglich ist. Für die Ermittlung der mittleren Soforttauschwahrscheinlichkeit  $P_S$  wird im Fall  $P_{Sj} > 1$  die Wahrscheinlichkeit  $P_S = 1$  gesetzt, d. h. eine vollständige Befriedigung des Bedarfs angesetzt. Die mittlere Soforttauschwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der Größe des Austauschstocks ergibt sich nach Bild 4 zu

$$P_S = \frac{1}{q} \sum_{j=1}^q P_{Sj} \quad (6)$$

Auf der Grundlage des simulierten Bedarfs lassen sich die folgenden Parameter ermitteln, die Ausgangspunkt für ökonomische Betrachtungen sind:

- Mittlere Anzahl wartender Baugruppen
- mittlere Wartezeit aller wartenden Baugruppen.

Eine Erweiterung des beschriebenen Herangehens zur Berechnung notwendiger Austauschstöcke stellt die Berechnung der oberen Vertrauensgrenze des Anfallfaktors  $k$  nach Modell M 2a dar, da der Bezug von  $\lambda$  auf einen bestimmten Maschinenbestand im Einzugsbereich des Austauschstützpunkts und eine diesen charakterisierende Größe, den Anfall-

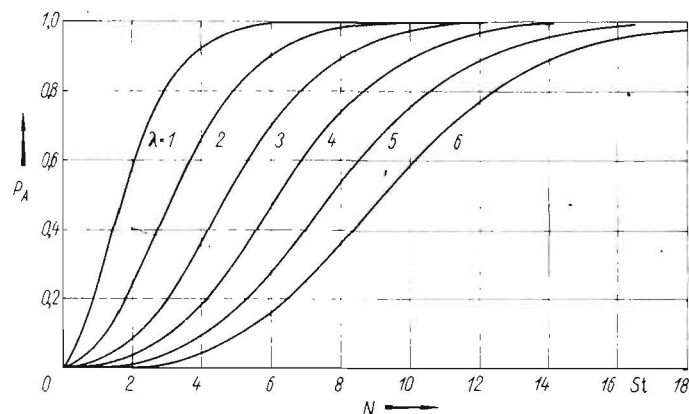


Bild 3. Größe des Austauschstocks in Abhängigkeit von der Wahrscheinlichkeit des Soforttausches  $P_A$  für verschiedene Werte von  $\lambda$  nach Modell M 1 [1]

faktor  $k$  für den individuellen Baugruppen-tausch, herzustellen ist:

$$\lambda = \frac{kB}{q} \quad (7)$$

### B Maschinenbestand.

Mit der Wahl von  $q$  als Anzahl der betrachteten Lieferzyklen kann dem Kampagnecharakter des Bedarfs an bestimmten Baugruppen entsprochen werden. Unter Zulassung eines bestimmten Fehlers (für mehrmaligen Baugruppentausch je Maschine und Zeiteinheit) kann man  $k$  als Wahrscheinlichkeit für den einmaligen Baugruppentausch auffassen. Diese Methodik wird in Zusammenhang mit der Ermittlung von Verbrauchskennzahlen in [2] vorgestellt.

Nach Schätzungen bzw. Berechnungen ergibt sich für  $k$  der Schätzwert  $\hat{k}$ . Damit interessieren die Vertrauensbereiche für  $k$ , die sich nach der Methode des Berechnens der Vertrauensbereiche für unbekannte Wahrscheinlichkeiten alternativer Grundgesamtheiten ermitteln lassen.

Diese Methode geht auf die kumulative Form der Binominalverteilung zurück bzw. läßt sich für kleine Wahrscheinlichkeiten  $k$  und große Stichprobenumfänge  $B$  durch die Poisson-Verteilung und bei großen Stichprobenumfängen durch die Normalverteilung approximieren [3] [4].

Betrachtet werden einseitig begrenzte Vertrauensbereiche, da hier nur Abweichungen nach einer Seite interessieren. Nach der Berechnung von  $k_0$  als obere Vertrauensgrenze läßt sich  $\lambda_0$  ausdrücken als

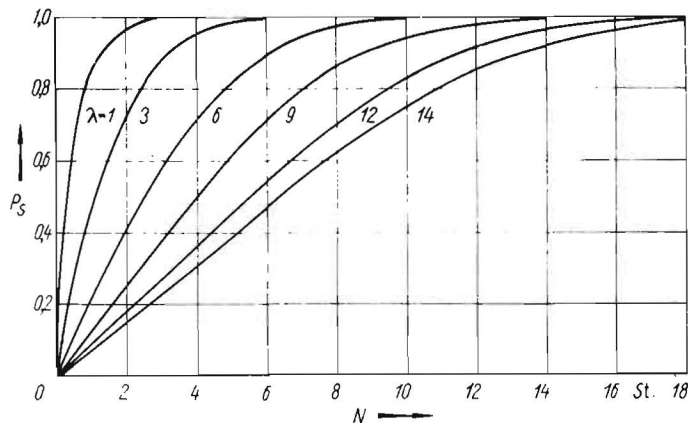
$$\lambda_0 = \frac{k_0 B}{q} \quad (8)$$

Ausgehend von  $\lambda_0$  kann über die Simulation (M 2) die erforderliche Größe der Austauschstücke ermittelt werden (Bild 4).

### 2.3. Vergleich der Modelle

Ein Vergleich der vorgestellten Modelle zeigt, daß die Realisierung einer bestimmten Versorgungssicherheit über unterschiedliche Größen von  $N$  bei gleichem  $\lambda$  erfolgt, wobei die

**Bild 4**  
Größe des Austauschstocks in Abhängigkeit von der Wahrscheinlichkeit des Soforttausches  $P_S$  für verschiedene Werte von  $\lambda$  nach Modell M 2



Beziehung  $N_{M1} > N_{M2}$  bei  $\lambda = \text{konstant}$  gilt. Mit den Modellen M 2 und M 2a gelingt eine bessere Anpassung an die praktischen Bedingungen als mit Modell M 1, bei dem  $\lambda$  der Ausgangspunkt für die Berechnung der Einzelwahrscheinlichkeiten ist.

Beide Modelle liegen als EDV-Programm (ALGOL R 300) vor. Die bisherigen Ergebnisse haben gezeigt, daß der numerische Aufwand für das Modell M 2 höher als der für das Modell M 1 ist.

### 2.4. Beispiel

Abschließend soll ein Beispiel die Anwendbarkeit des Modells M 2 verdeutlichen.

Gegeben ist der Einzugsbereich eines Austauschstützpunkts mit 756 Traktoren vom Typ MTS-50. Der mittlere Anfallfaktor  $k$  für den Motortausch im Einzugsbereich ergibt sich für den Zeitraum von einem Jahr (52 Lieferzyklen) zu 0,21.

Gesucht wird die Größe des Austauschstocks in einem Lieferzyklus (1 Woche) bei einer geforderten Versorgungssicherheit  $P_S = 0.95$ . Diese Werte in Gleichung (7) eingesetzt ergeben:

$$\lambda = \frac{0,21 \cdot 756}{52} = 3 \text{ Motoren/Lieferzyklus}$$

Damit ergibt sich nach Bild 4 die Größe des Austauschstocks  $N = 4$  Motoren, d.h., die Belieferung mit instand gesetzten Motoren muß

so erfolgen, daß sich zu Beginn des Lieferzyklus gerade 4 instand gesetzte Motoren D-50 im Austauschstützpunkt befinden.

### 3. Zusammenfassung

Im Beitrag wurden zwei Modelle zur Berechnung der Größe von Austauschstöcken in Austauschstützpunkten des Baugruppenversorgungssystems vorgestellt. Die Ergebnisse sind Ausgangspunkt für weitergehende Berechnungen zur Struktur des Baugruppenversorgungssystems und daraus resultierende notwendige ökonomische Bewertungen, zu denen eine gesonderte Veröffentlichung erfolgen wird.

### Literatur

- [1] Zav'jalov, Ju. P.; Maštak, V. Ja.: Matematičeskaja model' dlja obosnovanija ob-ema fonda uzlov (Mathematisches Modell zur Begründung der Größe des Baugruppenfonds). Mech. i elektr. soc. sel'sk. choz. 34 (1974) H. 7, S. 56—57.
- [2] Petersohn, H.-J.: Beitrag zur Ersatzteilplanung für landtechnische Arbeitsmittel unter besonderer Berücksichtigung ihrer Entwicklungsphase und des Serienanlaufes. TU Dresden, Sektion Kraftfahrzeug-, Land- und Fördertechnik, Dissertation 1976 (unveröffentlicht).
- [3] Storm, R.: Wahrscheinlichkeitsrechnung, mathematische Statistik und statistische Qualitätskontrolle. Leipzig: VEB Fachbuchverlag 1974.
- [4] Sachs, L.: Statistische Auswertungsmethoden. Berlin/Heidelberg/New York: Springer Verlag 1969. A 1747

## Zulässige Fehler und erforderliche Stichprobengrößen beim Erfassen von Primärdaten für die Planung von Instandhaltungsprozessen mit mathematischen Methoden

Prof. Dr. sc. techn. C. Eichler, KDT/Dipl.-Ing. H. Mund, Wilhelm-Pieck-Universität Rostock, Sektion Landtechnik

### 1. Problemstellung

Die Einführung industriemäßiger Produktionsmethoden in der sozialistischen Landwirtschaft der DDR erfordert wissenschaftliche Planungsmethoden nicht nur für die Hauptprozesse Pflanzen- und Tierproduktion, sondern auch für die Instandhaltung als Hilfsprozeß.

Für die Planung von Instandhaltungsprozessen gewinnen bei der Kapazitätsplanung Methoden der Bedienungstheorie und der Simulation, die Daten des stochastischen Schädigungsverhaltens verwenden, wachsende Bedeutung.

Aus der Literatur bekannte Modelle der Bedienungstheorie [1], die bei der Instandhaltungsplanung in verschiedenen Wirtschaftszweigen mit Erfolg angewendet werden, gehen von den Parametern

- Anzahl der instandhaltungstechnisch zu betreuenden technischen Arbeitsmittel
- mittlere Nutzungsdauer zwischen zwei Ausfällen  $mtbf$
- mittlerer Aufwand an lebendiger Arbeit für die Instandsetzung (mittlere Instandsetzungszeit  $t_{im}$ )

aus und ermitteln über eine Kostenoptimierung die optimale Anzahl der einzusetzenden Instandhaltungskräfte. Tafel 1 zeigt die Rechenergebnisse eines Beispiels und verdeutlicht die Zweckmäßigkeit derartiger Rechnungen. Die absolute Notwendigkeit höchster Effektivität des Einsatzes der verfügbaren gesellschaftlichen Arbeit unterstreicht die Zweckmäßigkeit derartiger Berechnungen, weil damit je nach den Forderungen nach hoher Verfügbarkeit oder minimalen Kosten die günstigste Zahl der instandhaltungstechnisch erforderlichen Ar-