UNI STUTTGART

Berichte aus dem
Institut für Maschinenelemente
Antriebstechnik • CAD • Dichtungen • Zuverlässigkeit

Matthias Maisch

Zuverlässigkeitsorientiertes Erprobungskonzept für Nutzfahrzeuggetriebe unter Berücksichtigung von Betriebsdaten

Bericht Nr. 124

D 93
ISBN 3-936100-25-X

Institut für Maschinenelemente
Antriebstechnik • CAD • Dichtungen • Zuverlässigkeit

Universität Stuttgart
Pfaffenwaldring 9
70569 Stuttgart
Tel. (0711) 685 – 66170

Prof. Dr.-Ing. B. Bertsche, Ordinarius und Direktor

Zuverlässigkeitsorientiertes Erprobungskonzept für Nutzfahrzeuggetriebe unter Berücksichtigung von Betriebsdaten

Von der Fakultät

Maschinenbau

der Universität Stuttgart

zur Erlangung der Würde eines

Doktor-Ingenieurs (Dr.-Ing.)

genehmigte Abhandlung

Vorgelegt von

Dipl.-Ing. Matthias Maisch

geboren in Kirchheim unter Teck

Hauptberichter: Prof. Dr.-Ing. B. Bertsche

Mitberichter: Prof. Dr.-Ing. H. Hanselka

Tag der Einreichung: 18.12.2006

Tag der mündlichen Prüfung: 10.09.2007

Institut für Maschinenelemente

2007

Meinen Eltern gewidmet

Vorwort

Die vorliegende Arbeit entstand im Rahmen des Forschungsprojektes „Versuchsplanung für einen Zuverlässigkeitsnachweis eines neuen Nutzfahrzeug-Automatgetriebes“ der NKW-Getriebeentwicklung der Firma Voith Turbo GmbH, Heidenheim. Sie wurde während meiner Tätigkeit als Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Maschinenelemente der Universität Stuttgart und als Versuchsingenieur in der Versuchsabteilung der Firma Voith Turbo GmbH erstellt.

Mein besonderer Dank gilt dem Doktorvater der Dissertation, Herrn Prof. Dr.-Ing. B. Bertsche, Ordinarius und Direktor des Instituts für Maschinenelemente der Universität Stuttgart, für die fachliche und wissenschaftliche Betreuung während der Erstellung der Arbeit. Insbesondere für die fachlichen Anregungen und Diskussionen, die stetige Förderung und Unterstützung der Arbeit sowie das entgegengebrachte Vertrauen.

Herrn Prof. Dr.-Ing. H. Hanselka, Leiter des Fachbereichs für Systemzuverlässigkeit und Maschinenakustik SzM an der Universität Darmstadt und des Fraunhofer Instituts für Betriebsfestigkeit und Systemzuverlässigkeit in Darmstadt, danke ich sehr für die kritische Durchsicht der Dissertation und die Übernahme des Mitberichts. Herrn Prof. Dr.-Ing. habil. W. Hass vom Institut für Maschinenelemente möchte ich für die Übernahme des Prüfungsvorsitzes in den Dank einschließen.

Besonders bedanken möchte ich mich ebenfalls bei der Firma Voith Turbo GmbH, Heidenheim, sowie Herrn H. Depping, Herrn P. Rose und Herrn Dr.-Ing. U. Burr der Versuchsabteilung NKW für die Initiierung und Unterstützung des Industrieprojektes sowie das Interesse an den einzelnen Forschungsthemen. Dies war die wichtige Grundlage für das Entstehen der vorliegenden Arbeit. Herrn H. Depping danke ich für die interessanten fachlichen Diskussionen und Anregungen aus der Praxis sowie die stetige Unterstützung bei den Themenschwerpunkten. Darüber hinaus möchte ich mich bei allen Kolleginnen und Kollegen der Versuchsabteilung der NKW-Getriebeentwicklung der Fa.Voith Turbo für die entgegengebrachte Hilfsbereitschaft bedanken.

Mein herzlicher Dank gilt allen aktiven und ehemaligen Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern des Instituts für Maschinenelemente für die kollegiale Zusammenarbeit und das angenehme Institutsklima. Insbesondere den Mitgliedern der Abteilung Zuverlässigkeitstechnik für die stetige Hilfsbereitschaft. Bedanken möchte ich mich ebenfalls bei Herrn R. Hettich, Herrn A. Dittrich, Herrn H. Zimmermann und Herrn M. Prasse, die mit Ihren Studien- und Diplomarbeiten und als wissenschaftliche Hilfskräfte meine Arbeit unterstützt haben und somit einen Beitrag zum Gelingen meiner Dissertation geleistet haben.

Kirchheim unter Teck, im Dezember 2007 Matthias Maisch

Inhalt

Bezeichnungen und Formelzeichen

A	Parameter der Betaverteilung
B	Parameter der Betaverteilung
B_{10}	Lebensdauer mit 10% Ausfallwahrscheinlichkeit
B_i	Anzahl der Brüche auf Spannungsstufe i
D	Schadenssumme
D_{rel}	relative Schädigung
D_i	Anzahl der Durchläufer auf Spannungsstufe i
D_f	Schadenssumme bei Ausfall
D_n	Nachzuweisende Schadenssumme
D_p	Schadenssumme des Prüfkollektives
D_l	Schadenssumme des Lastkollektives
$D_{95\%}$	95%-Quantil der Schädigungsverteilung
E	Erwartungswert
$F(t)$	Ausfallwahrscheinlichkeit
M_1	erstes Moment
M_2	zweites Moment
N_D	Ecklastspielzahl der Wöhlerlinie
N_{cum}	Kumulierte Lastwechselanzahl
N_f	Lastwechselzahl bis Ausfall
N_{ref}	Referenz Lastwechselzahl
$K_{g,n}$	Garantiekosten pro Komponente
$K_{e,n}$	Ersatzteilerlös pro Komponente
K_{ges}	Gesamtkosten
K_p	Erprobungskosten
K_e	Ersatzteilerlös
$K_{p,n}$	Prüflingskosten
$K_{p,t}$	Prüfzeitkosten
K_g	Garantiekosten
LW	Lastwechsel
L	Likelihood Funktion
L	Beanspruchung
L_{VV}	Lebensdauerverhältnis zwischen Garantiezeit und nachzuweisender Lebensdauer
L_V	Lebensdauerverhältnis
P	Wahrscheinlichkeit
$R(t)$	Zuverlässigkeit
S	Beanspruchbarkeit
T	Charakteristische Lebensdauer der Weibullverteilung
T	Streuspanne
T_b	Charakteristische Lebensdauer der Weibullverteilung der Beanspruchung
T_w	Charakteristische Lebensdauer der Weibullverteilung der Beanspruchbarkeit

$T_{LN,N}$ bzw. $T_{LN,S}$	Streuspanne Lognormalverteilung, bezogen auf Lastwechsel *N* oder Spannung *S*
$T_{L,N}$ bzw. $T_{L,S}$	Streuspanne Logitverteilung, bezogen auf Lastwechsel *N* oder Spannung *S*
$T_{W,N}$ bzw. $T_{W,S}$	Streuspanne Weibullverteilung, bezogen auf Lastwechsel *N* oder Spannung *S*
$T_{S,N}$ bzw. $T_{S,S}$	Streuspanne Arcsin $\sqrt{P}$ -Verteilung, bezogen auf Lastwechsel *N* oder Spannung *S*
$T_{N,N}$ bzw. $T_{N,S}$	Streuspanne Normalverteilung, bezogen auf Lastwechsel *N* oder Spannung *S*
X_i	Zufallsvariable
b	Formparameter der Weibullverteilung
b_b	Weibull-Formparameter der Beanspruchungsverteilung
b_w	Weibull-Formparameter der Beanspruchbarkeitsverteilung
b_o	Standardabweichung
d_o	Abstand zwischen zwei Lasthorizonten (Treppenstufenverfahren)
f	Dichtefunktion
g	Grenzzustandsfunktion
i_A	Achsübersetzung
k	Wöhlerlinensteigung
k	Verhältnis von erprobter Schadenssumme zum 95% Quantil
n	Stichprobenumfang
n_i	Lastwechsel auf Spannungsstufe *i*
p	Wahrscheinlichkeit
p_i	prozentualer Lastwechselanteil auf Spannungshorizont *i*
r_j	Fehlerabstand der Regressionsrechnung
r	Raffungsfaktor
s^2	Varianz
s	logarithmische Standardabweichung
t_g	Garantiezeit
t_e	Nutzungsdauer bis Ersatzteilerlös
t_n	Nachzuweisende Lebensdauer
t_{tot}	totale (gesamte) Testzeit
t_0	ausfallfreie Zeit
u	Wert der Standardnormalverteilung
u_s	Sicherheitsfaktor
x	Anzahl der Ausfälle
$\bar{x}$	Mittelwert
σ_i	Spannungsstufe *i*
σ_1,σ_2	oberer und unterer Spannungshorizont bei Dauerfestigkeitstests
γ	Vertrauensgrenze bei der Dauerfestigkeitsermittlung
ν_0	Parameter der inversen Chi Verteilung
λ_0	Parameter der inversen Chi Verteilung
Φ	Wert der Standardnormalverteilung
σ_{equ}	äquivalenter Lasthorizont

θ^k	Parametervektor mit k Parametern
Φ	Transformationsfaktor
$\Gamma(x)$	Gammafunktion mit der Variablen x
σ_D	Dauerfestigkeit
σ	Standardabweichung
ν	Formparameter zur Beschreibung der Kollektivform
μ	Mittelwert
α	Parameter bei variabler Planung und Auswertung
β	Parameter bei variabler Planung und Auswertung
λ	Ausfallrate
ln	natürlicher Logarithmus
MTTF	Mean Time To Failure
Min.	Minimum
Max.	Maximum
VAR	Varianz
ppm	parts per Million
FMEA	Fehler Möglichkeits und Einfluss Analyse

Abstract

Reliability Based Test Concept for Commercial Vehicle Transmissions in Consideration of Operation Data

The reliability of technical products, especially for commercial vehicle transmissions, is one of the main costumer requests and the basis for the economical success of companies. High reliable components lead to low quality and warranty costs. Furthermore the reliability is one of the main purchase arguments. To satisfy the reliability requests, the reliability must be demonstrated before production and market begin but also during the production phase. Within this context the reduced time to market and the increasing complexity of technical products must be considered. Therefore the testing phase of commercial vehicle transmissions and components must consist of a reliability based test mythology to demonstrate the requested lifetime and reliability goals by experiments.

Within this context a systematic approach for the necessary elements of a reliability based test procedure is introduced. This procedure focuses on the coherences and boundary conditions during the reliability demonstration process. First the test procedure is divided into the test phase on the component level and afterwards on the system level for the whole transmission, Figure 1. Concerning the component level variable and attributive test methods are focused. Both methods are analysed considering a life time ratio for different test times and an acceleration factor due to higher stress. Furthermore the possibility to consider prior knowledge by means of prior test knowledge within the Bayes statistic is focused.

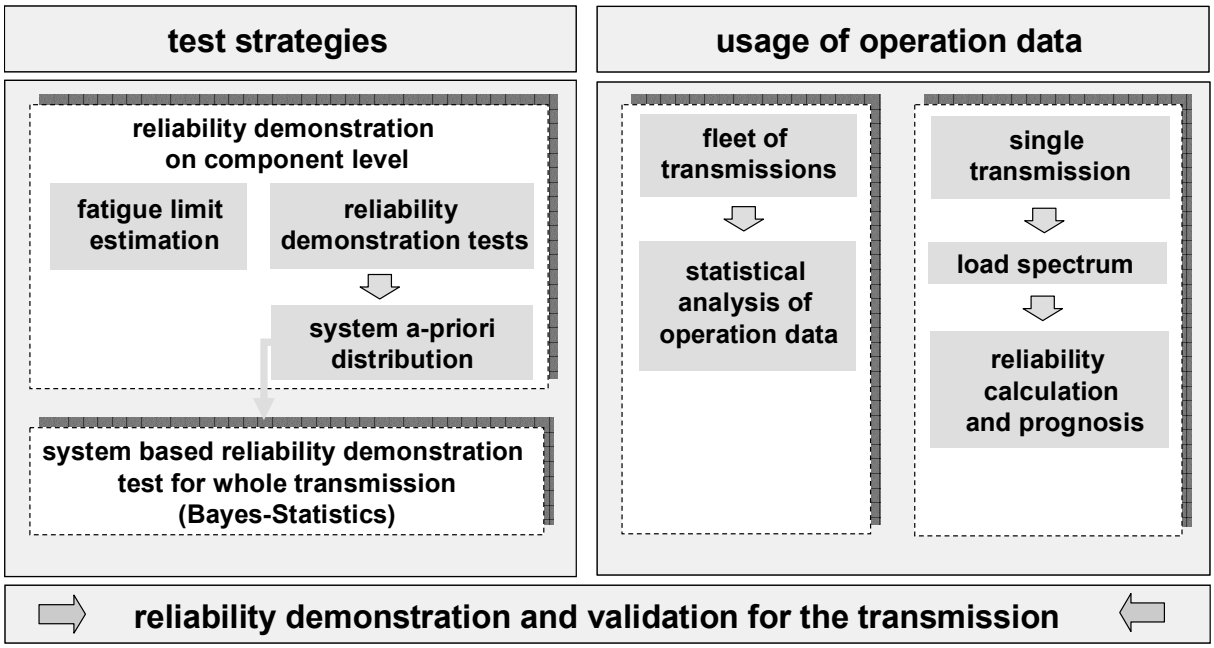


Figure 1: Elements of the reliability demonstration process

To demonstrate the reliability for a field stress distribution a stress strength interference based method is developed. The results show that the sample size is much less, in opposite to the reliability demonstration test for a defined stress level.

Additionally a cost optimization model is introduced to determine the reliability target from economical demands. Hereby the reliability targets are based on the minimum of the total costs. The total costs are derived from testing costs, warranty costs and replacement costs of components. Within the concept the acceleration factor and the lifetime ratio for a Weibull distribution can be considered.

Determining the fatigue limit of mechanical components, test methods are classified concerning test strategies at one stress level and several stress levels. For the test strategies at one stress level the results for three different distributions of the fatigue limit are analysed. In further steps methods for tests on different stress levels are focused concerning the possibility to incorporate prior knowledge of the fatigue limit within the Bayes statistic. In this context the influence of prior knowledge on the staircase method is analysed by Monte Carlo Simulations. It can be shown that within prior knowledge the confidence level of the mean and standard deviation of the fatigue limit can be increased. But it must be considered, that a wrong estimate of the standard deviation cannot be corrected within a realistic amount of samples.

To optimize the reliability demonstration of the whole transmission a system based reliability demonstration procedure considering the Bayes statistic is developed. Therefore prior knowledge form the component test stage is combined to an a priori distribution for the system. This a priori distribution is used to incorporate the prior knowledge in field tests of the system. So the necessary sample size in opposite to classical procedures can be reduced. Therefore prior distributions according to beta distributions and uniform distributions are used. Within an example of a system consisting of 8 components it can be shown, that the necessary sample size for the reliability tests of systems can be reduced.

In the last section the usage of operation data to analyse the load spectrums of transmission components is focused. For this different methods to calculate and predict the reliability during usage are introduced. Therefore new development trends in electronic operating data logging systems, which enable classification, recording and storage of load spectrums of mechanical transmission components during usage, are considered. Based on this fact, the application of online reliability evaluation and reliability prediction procedures are presented. Four different methods are considered to calculate the reliability depending on the actual load spectrum and the Wöhler curve. The prediction of the reliability trend is analyzed by the application of time series models. For this purpose the exponential smoothing model and the regression model are used to evaluate data and predict the trend of the reliability decrease during usage. The calculation of the reliability for the online reliability monitoring is quite simple and therefore the damage of the load spectrum must be used. Considering the fact that the exponential smoothing model could be computed easily and could be used for predicting nearly linear long term trends, this model is suitable to predict the accumulated damage. So the reliability trend of mechanical transmission components can be derived from the predicted trend of the damage.

1 Einleitung

Die Zuverlässigkeit technischer Produkte, eine der grundlegenden Kundenforderungen, ist eine wesentliche Voraussetzung für den wirtschaftlichen Erfolg eines Unternehmens. Zuverlässige und langlebige Produkte führen zu niedrigen Garantie- und Gewährleistungskosten und sind zudem ein wichtiges Verkaufsargument [1]. Trotz dieses Bewusstseins treten Qualitäts- und Zuverlässigkeitsmängel in entwicklungsintensiven Branchen in verstärktem Maße auf. Dies ist zwangsläufig auf die Komplexitätszunahme der Produkte und Technologien sowie auch auf die verkürzten Entwicklungszyklen zurückzuführen. Der meist durch betriebswirtschaftliche Randbedingungen und Wettbewerbsgründe vorgegebene Entwicklungszeitraum stellt einen immer geringeren Zeitrahmen zur Verfügung die erforderlichen Zuverlässigkeitsanalysen, vor allem während des Erprobungsprozesses, durchzuführen. Dies erfordert es, praktikable und nachhaltige Methoden und Prozesse zur Zuverlässigkeitssicherung im Entwicklungsprozess zu implementieren, um die vorhandenen betriebswirtschaftlichen und begrenzten zeitlichen Ressourcen effizient einzusetzen.

1.1 Problemstellung der Arbeit

Auch der Entwicklungsprozess von Nutzfahrzeuggetrieben muss sich den verschärften Wettbewerbsbedingungen des Marktes stellen. Um die Qualitäts- und Zuverlässigkeitsanforderungen sicherzustellen, ist es erforderlich, die Zuverlässigkeit von Nutzfahrzeuggetrieben zur Serienabsicherung vor der Markteinführung sowie serienbegleitend während der Nutzungsphase nachzuweisen [2]. Die Aufgabe des Erprobungsprozesses ist es, die geforderten Lebensdauer- und Zuverlässigkeitsziele experimentell nachzuweisen, um eine Produktionsfreigabe von Getriebe und Getriebekomponenten zu erteilen. Während der Nutzungsphase ermöglicht bei modernen Nutzfahrzeuggetrieben eine Betriebsdatenerfassung, Betriebszustände und -beanspruchungen des Getriebes aufzuzeichnen und für spätere Analysen heranzuziehen.

Unter Fokussierung auf diese zwei wesentlichen Elemente, den Erprobungsprozess und die Nutzung von Betriebsdaten, muss eine Vielzahl weiterer Randbedingungen im Rahmen der Implementierung eines zuverlässigkeitsorientierten Erprobungskonzeptes berücksichtigt werden, um die Ableitung von Zuverlässigkeitskenngrößen zu ermöglichen, Bild 1.1.

Inhalte einer strukturierten Erprobungs- und Planungssystematik über die gezielte Verwendung und Anwendung von Erprobungsmethoden und -verfahren zum Zuverlässigkeitsnachweis während der Erprobungsphase eines Nutzfahrzeuggetriebes sind in der Vielzahl der Fachpublikationen nur fragmental und nicht phasenübergreifend und detailliert dokumentiert. Eine zielgerichtete Erprobungs- und Planungssystematik muss zwischen der zeitlichen Abfolge der Erprobungsphase von Komponenten, Baugruppen

und des Getriebegesamtsystems differenzieren und darüber hinaus quantitative sowie qualitative Zuverlässigkeitsaussagen hinsichtlich der geforderten Lebensdauer des Getriebes und der Komponenten ermöglichen. Zudem muss berücksichtigt werden, dass Nutzfahrzeuggetriebe aus einer Vielzahl verschiedenster Komponenten mit unterschiedlichstem Ausfallverhalten und unterschiedlichen Ausfallmechanismen bestehen, womit für den Zuverlässigkeitsnachweis geeignete Methoden und Vorgehensweisen eingesetzt werden müssen.

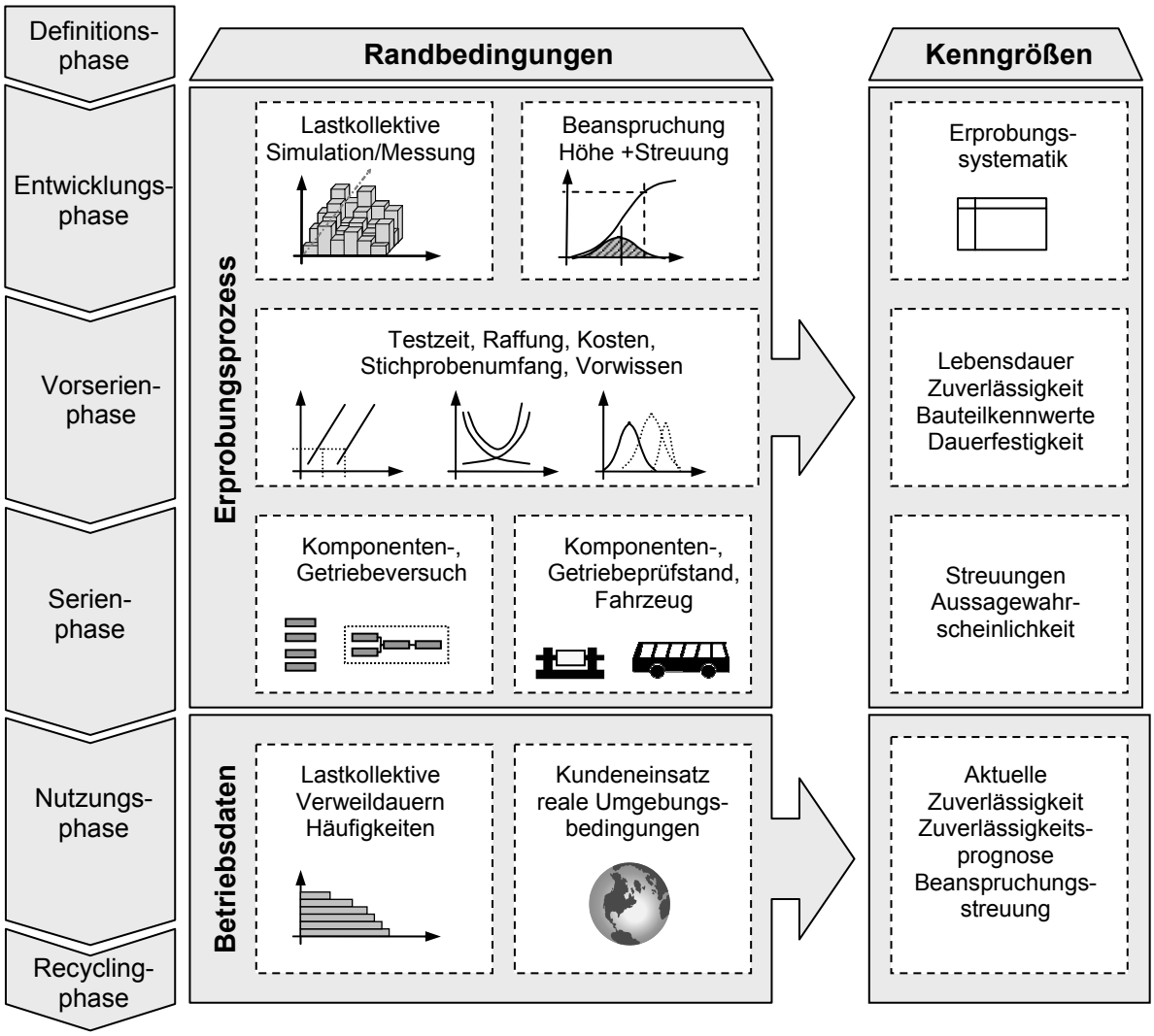


Bild 1.1: Problemstellung und Randbedingungen während des Erprobungsprozesses

Für eine zuverlässigkeitsgerechte Erprobung ist die Kenntnis der Beanspruchung und Beanspruchungsstreuung von Komponenten und Getriebe von grundlegender Bedeutung. Unter gerafften Versuchsbedingungen muss die Zuverlässigkeit in kürzester Zeit im Rahmen der Erprobung nachgewiesen werden. Abhängig von der Zuverlässigkeitsforderung müssen der Stichprobenumfang, die zulässige Anzahl an Ausfällen sowie die Versuchsrandbedingungen wie Prüfzeit und Raffungsfaktor mittels quantitativer Erprobungsmethoden definiert werden. Die Definition der nachzuweisenden Zuverlässigkeit muss von Kundenanforderungen, betriebswirtschaftlichen Gesichtspunkten und vom Sicherheitsrisiko der Komponente abhängig gemacht werden.

Die momentan angewendeten Erprobungsmethoden der klassischen Zuverlässigkeitstestplanung berücksichtigen keine phasenübergreifenden Kenntnisse. So werden in die Testphase der Gesamtgetriebe- oder Baugruppenerprobung keinerlei Vorkenntnisse aus der Komponentenerprobung einbezogen. Dieser Aspekt erfordert eine Optimierung des Erprobungsprozesses zur Reduktion des Stichprobenaufwandes bei der Systemerprobung. Da Ergebnisse über die Zuverlässigkeit bereits aus der Komponentenerprobung existieren, liegt es auf der Hand, dieses Vorwissen zur Testplanung bei Feldversuchen, wo nur eine begrenzte Getriebeanzahl und Prüfzeit sowie geringe Raffungsfaktoren zur Verfügung stehen, zu berücksichtigen. Dies soll eine Reduktion des notwendigen Stichprobenumfangs oder eine Verbesserung der Zuverlässigkeitsaussage ermöglichen.

Moderne Nutzfahrzeuggetriebe verfügen über eine getriebeinterne Betriebsdatenerfassung, mittels derer wesentliche getriebespezifische Betriebsparameter, zum Beispiel die Belastungen durch Drehmomente oder Drehzahlen, aufgenommen und gespeichert werden können. Betriebsdaten liegen mit Beginn der Felderprobung der Getriebe vor, wobei deren Qualität und Umfang während der Nutzungsphase kontinuierlich ansteigt. Unter diesen Gesichtspunkten besteht die Notwendigkeit eine systematische Nutzung von Betriebsdaten unter Gesichtspunkten der Zuverlässigkeitserprobung und einer gezielten Zuverlässigkeitsanalyse und -prognose in frühen Nutzungsphasen aufzuzeigen.

1.2 Zielsetzung der Arbeit

Die Zielsetzung dieser Arbeit ist es, am Beispiel der Entwicklung eines Nutzfahrzeuggetriebes, eine durchgängige, transparente und praxisorientierte Vorgehensweise zum Zuverlässigkeitsnachweis eines Nutzfahrzeuggetriebes und seiner Komponenten aufzuzeigen. Hierbei soll verdeutlicht werden, wie die Zuverlässigkeit während der Erprobungsphase bis hin zur Nutzungsphase nachgewiesen werden kann. Der Fokus der Zuverlässigkeitsbetrachtungen liegt bei den mechanisch leistungsführenden Komponenten des Getriebes.

Das ganzheitliche Konzept soll zum einen Methoden für den Zuverlässigkeitsnachweis in der Erprobungsphase des Entwicklungsprozesses, zum anderen den Zuverlässigkeitsnachweis in der frühen Nutzungsphase, unter der Verwendung von Betriebsdaten, umfassen. Als wesentliche Ziele lassen sich somit aufführen:

- Definition und Analyse von Methoden und Prozessen einer Erprobungssystematik, die eine praktikable Ableitung von Lebensdauer- und Zuverlässigkeitskenngrößen während der Erprobungsphase ermöglichen.

- Berücksichtigung der notwendigen Randbedingungen der Erprobungssystematik wie Beanspruchungshöhe und -verteilung, Raffungsmöglichkeiten sowie das Ausfallverhalten der Komponenten.

- Optimierung von statistischen Erprobungsmethoden zur Bestimmung von Zuverlässigkeitskennwerten für Getriebekomponenten und Gesamtgetriebe.

- Festlegung von Methoden zur Ermittlung von Bauteilkennwerten aus Einstufen- und Mehrstufenversuchen zur Bestimmung der Zuverlässigkeit oder der Dauerfestigkeitsgrenze von Komponenten.
- Analyse von Möglichkeiten zur Nutzung und zum Abgleich von Beanspruchungskennwerten aus Betriebsdaten und aus Versuchsdaten.
- Aufzeigen und analysieren von Methoden und Konzepten anhand derer mittels aufgezeichneter und gespeicherter Betriebsdaten die aktuelle Zuverlässigkeit sowie die Restlebensdauer mechanischer Komponenten des Nutzfahrzeuggetriebes ermittelt werden kann.
- Entwicklung eines Konzeptes, welches eine Prognose der zukünftigen Zuverlässigkeit der mechanischen Komponenten unter ähnlichen Einsatzbedingungen ermöglicht.

1.3 Aufbau der Arbeit

Einen Überblick über die zur Lösungsfindung getroffene Vorgehensweise und den Aufbau der Arbeit zeigt Bild 1.2. Hierbei wird der Fokus auf die zwei wesentlichen Schwerpunkte der Arbeit, die Entwicklung von Erprobungsstrategien von Komponenten und Gesamtgetriebe sowie die Nutzung von Betriebsdaten, deutlich.

Im Kapitel **Stand der Technik** wird auf die grundlegenden statistischen Zusammenhänge und wesentliche Lebensdauerverteilungen, die Bayes'sche Statistik sowie auf die Lebensdauerberechnung eingegangen.

Das Kapitel **Konzeption der Erprobungssystematik** zeigt die entwickelte methodische Vorgehensweise zur systematischen Einteilung der Komponenten des Nutzfahrzeuggetriebes bezüglich ihrer Beanspruchung, dem daraus resultierenden Zuverlässigkeitsnachweis und den zu berücksichtigenden Versuchsrandbedingungen auf.

Im Kapitel **Belastungsermittlung und Raffung** wird auf die Möglichkeiten zur Ermittlung der Beanspruchung und der Beanspruchungsverteilung mechanischer Komponenten mittels Fahrsimulationen sowie auf Raffungsmodelle eingegangen.

Das Kapitel **Zuverlässigkeitstestplanung auf Komponentenebene** zeigt Modelle zur quantitativen Zuverlässigkeitstestplanung von mechanisch leistungsführenden Komponenten auf. Besonderes Augenmerk wird auf die Ermittlung des Zuverlässigkeitspotentials hinsichtlich der Feldbeanspruchung, die kostenoptimale Ableitung der nachzuweisenden Zuverlässigkeit und die Nutzung von Vorwissen gelegt.

Im Kapitel **Dauerfestigkeitsermittlung** werden Modelle entwickelt und analysiert, die eine optimale Ermittlung der Dauerfestigkeit für mechanische Bauteile, auch unter Nutzung von Vorwissen, ermöglichen.

Im Kapitel **Zuverlässigkeitstestplanung auf Systemebene** werden die wesentlichen Bestandteile und Modelle zur Nutzung von Komponentenvorwissen bei der Systemer-

probung aufgeführt. Hierzu werden Methoden entwickelt, die es ermöglichen, den notwendigen Erprobungsumfang in der Phase der Gesamtgetriebeerprobung durch Berücksichtigung von Vorwissen aus der Komponentenerprobung zu reduzieren.

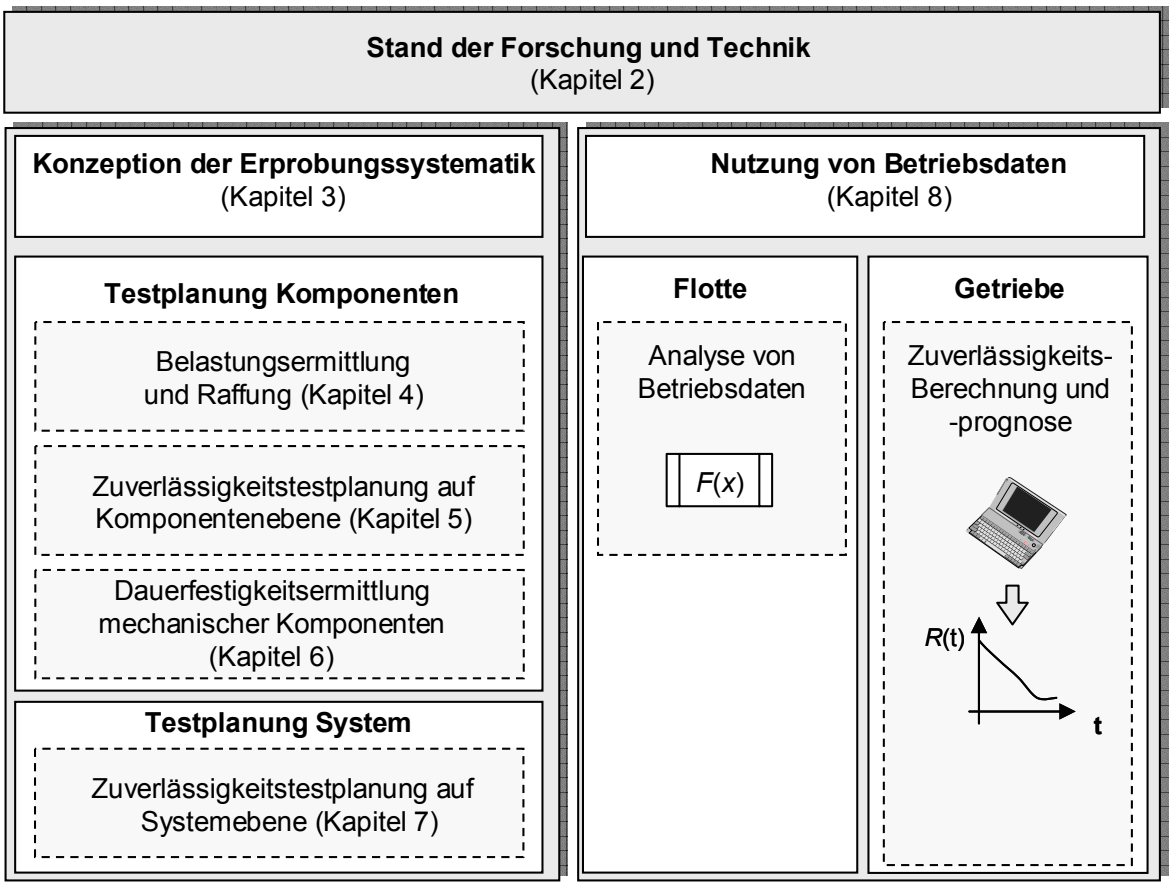


Bild 1.2: Aufbau und Inhalt der Arbeit

Im Kapitel **Nutzung von Betriebsdaten** wird auf die Möglichkeiten zur Auswertung von Betriebsdaten sowie deren Darstellung und Nutzung eingegangen. Zudem wird die Korrelation der Ergebnisse in der Erprobungsphase mit Betriebsdaten der Nutzungsphase erläutert. Darüber hinaus werden Methoden zur Zuverlässigkeitsberechnung und- prognose aufgezeigt, um mittels aufgenommener Betriebsdaten aktuelle Zuverlässigkeiten und eine Zuverlässigkeitsprognose mechanischer Komponenten abzuleiten.

2 Stand der Forschung und Technik

Im Folgenden wird auf die notwendigen statistischen Grundlagen und Verfahren nach dem derzeitigen Stand der Technik eingegangen. Darüber hinaus werden die grundlegendsten Methoden und Verfahren der Lebensdauerberechnung mittels Schadensakkumulationshypothesen vorgestellt.

2.1 Begriffe, Definitionen und statistische Kenngrößen

Zur Beschreibung des Ausfallverhaltens von Bauteilen und Systemen werden spezielle Begrifflichkeiten verwendet [1][3][5][6], auf die im Folgenden gezielt eingegangen wird.

Zuverlässigkeit R(t)

Nach VDI-Richtlinie 4001 [4] ist die Zuverlässigkeit $R(t)$ die Wahrscheinlichkeit dafür, dass ein Produkt während einer definierten Zeitdauer t unter gegebenen Funktions- und Umgebungsbedingungen nicht ausfällt.

Ausfallwahrscheinlichkeit F(t)

Die Ausfallwahrscheinlichkeit $F(t)$ beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Produkt bis zur Zeit t ausfällt und stellt somit den Anteil der Produkte dar, der vor Erreichen der Betriebsdauer ausfällt [1][3]. Zuverlässigkeit und Ausfallwahrscheinlichkeit stehen in folgendem Zusammenhang zueinander

$$F(t) = 1 - R(t)\,. \tag{2.1}$$

Ausfallwahrscheinlichkeitsdichte f(t)

Die Ausfallwahrscheinlichkeitsdichte $f(t)$ gibt die entsprechende Ausfallhäufigkeit des Bauteils zum Zeitpunkt t an

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt}\,. \tag{2.2}$$

Ausfallrate λ(t)

Bei der Berechnung der Ausfallrate $\lambda(t)$ werden die Ausfälle zur Zeit t auf die Summe der noch intakten Einheiten bezogen

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{Ausfälle\,zum\,Zeitpunkt\,t}{Summe\,der\,noch\,intakten\,Einheiten}\,. \tag{2.3}$$

Die Ausfallrate $\lambda(t)$ wird darüber hinaus dazu verwendet, die Badewannenkurve eines Bauteils zu charakterisieren [1].

B_q-Lebensdauer

Die B_q-Lebensdauer gibt die Lebensdauer B an, bei der q Prozent aller Einheiten ausgefallen sind, womit q der Ausfallwahrscheinlichkeit entspricht.

Mittelwert

Der Mittelwert $\bar{x}$ ist ein wesentlicher Kennwert zur Beschreibung von Stichprobenergebnissen. Der arithmetische Mittelwert berechnet sich aus den Merkmalswerten x_i einer Stichprobe

$$\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} x_i \,. \tag{2.4}$$

Der Mittelwert gibt an, wo ungefähr die Mitte der Merkmalswerte x_i liegt.

Varianz

Die empirische Varianz s^2 beschreibt die mittlere Abweichung der Merkmalswerte x_i vom Mittelwert $\bar{x}$ einer Stichprobe. Die Varianz stellt somit ein Maß für die Streuung der Merkmalswerte x_i dar

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2 \,. \tag{2.5}$$

Standardabweichung

Die empirische Standardabweichung s ergibt sich aus der Wurzel der Varianz und besitzt die gleiche Dimension wie die Merkmalswerte x_i

$$s = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} \,. \tag{2.6}$$

Median

Der Median stellt diejenige Ausfallzeit t_{median} dar, bei der genau die Hälfte aller Ausfälle aufgetreten ist. Somit liegen genauso viele Ausfälle vor bzw. nach dieser Ausfallzeit t_{median}

$$F(t_{median}) = 0{,}5 \,. \tag{2.7}$$

2.2 Statistische Verteilungen

Statistische Verteilungen dienen dazu, stetige oder diskrete Zufallsvariablen darzustellen. Dazu werden im Folgenden wesentliche Lebensdauerverteilungen zur Darstellung

des zeitlichen Ausfallverhaltens von Komponenten oder Systemen beschrieben. Darüber hinaus werden diskrete Wahrscheinlichkeitsverteilungen zur Zuverlässigkeitstestplanung aufgeführt.

2.2.1 Normalverteilung

Die Normalverteilung gehört zu den bekanntesten statistischen Verteilungen. Diese wird durch eine symmetrische Glockenform der Wahrscheinlichkeitsdichte dargestellt, Bild 2.1. Die mathematische Formulierung der Normalverteilung erfolgt durch die Parameter des Mittelwertes bzw. Erwartungswertes μ und der Standardabweichung σ [1][3]. Der Mittelwert gibt die Stelle der größten Dichte der Messwerte an. Die Streuung der Ausfallzeiten wird durch die Standardabweichung σ charakterisiert, die damit auch die Form der Ausfallfunktion beschreibt.

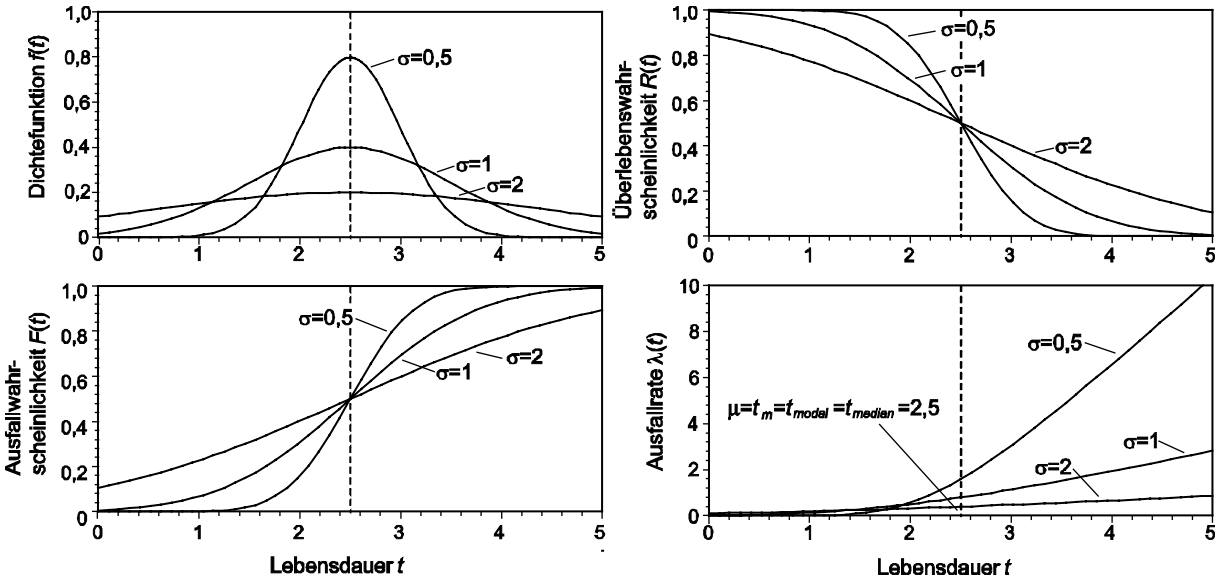


Bild 2.1: Grafische Darstellung der Gleichungen der Normalverteilung

Die Standardabweichung gibt die Streuung der Normalverteilung wieder und ist somit ein Maß für die Breite der Normalverteilung. Weiterhin gilt für die

Dichtefunktion
$$f(t) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2 \cdot \sigma^2}}, \tag{2.8}$$

Ausfallwahrscheinlichkeit
$$F(t) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot \int_0^t e^{-\frac{(\tau-\mu)^2}{2 \cdot \sigma^2}} d\tau, \tag{2.9}$$

Zuverlässigkeit
$$R(t) = \frac{1}{\sigma \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot \int_t^\infty e^{-\frac{(\tau-\mu)^2}{2 \cdot \sigma^2}} d\tau, \tag{2.10}$$

Ausfallrate
$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(T)}. \tag{2.11}$$

Nachteil der Normalverteilung ist, dass sie nur ein charakteristisches Ausfallverhalten darstellen kann, bei dem die Ausfälle symmetrisch zum Mittelwert auftreten. Dies ist jedoch bei mechanischen Komponenten äußerst selten der Fall.

2.2.2 Logarithmische Normalverteilung

Mit der logarithmischen Normalverteilung kann ein Ausfallverhalten beschrieben werden, bei dem die logarithmierten Merkmalswerte normalverteilt sind [1][3]. Die logarithmische Normalverteilung ist variabler als die Normalverteilung und ermöglicht auch die Beschreibung eines unsymmetrischen Dichteverlaufs, Bild 2.2.

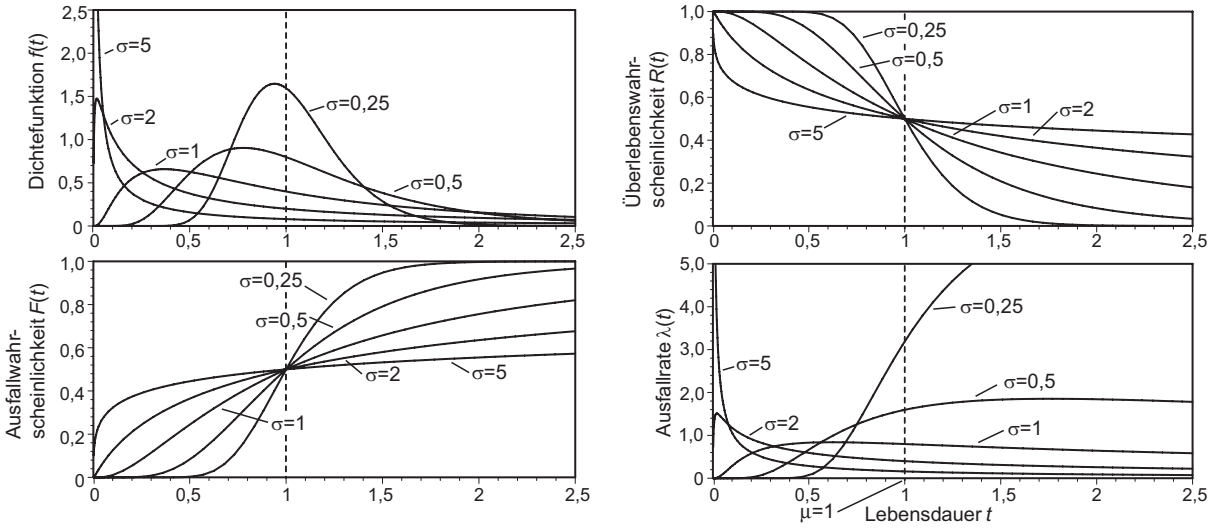


Bild 2.2: Grafische Darstellung der Gleichungen der logarithmischen Normalverteilung

Die wesentlichen Formeln des Ausfallverhaltens der logarithmischen Normalverteilung sind die

Dichtefunktion
$$f(t) = \frac{1}{\sigma \cdot t \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot e^{-\frac{(\lg t - \mu)^2}{2 \cdot \sigma^2}}, \tag{2.12}$$

Ausfallwahrscheinlichkeit
$$F(t) = \int_0^t \frac{1}{\sigma \cdot \tau \cdot \sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot e^{-\frac{(\lg \tau - \mu)^2}{2 \cdot \sigma^2}} d\tau, \tag{2.13}$$

Zuverlässigkeit
$$R(t) = 1 - F(t), \tag{2.14}$$

Ausfallrate
$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{R(t)}. \tag{2.15}$$

2.2.3 Weibullverteilung

Die Weibullverteilung wird durch deren Anpassungsfähigkeit sehr häufig zur Beschreibung von Lebensdauerverteilungen mechanischer Komponenten angewendet [1][3]. Nach Gl. (2.16) wird die Weibullverteilung durch die Parameter charakteristische Lebensdauer *T,* welche die Lage der Verteilung definiert, den Formparameter *b* und die ausfallfreie Zeit t_0 beschrieben. In Bild 2.3 sind die unterschiedlichen Dichtefunktionen, die mit der Weibullverteilung dargestellt werden können, aufgeführt.

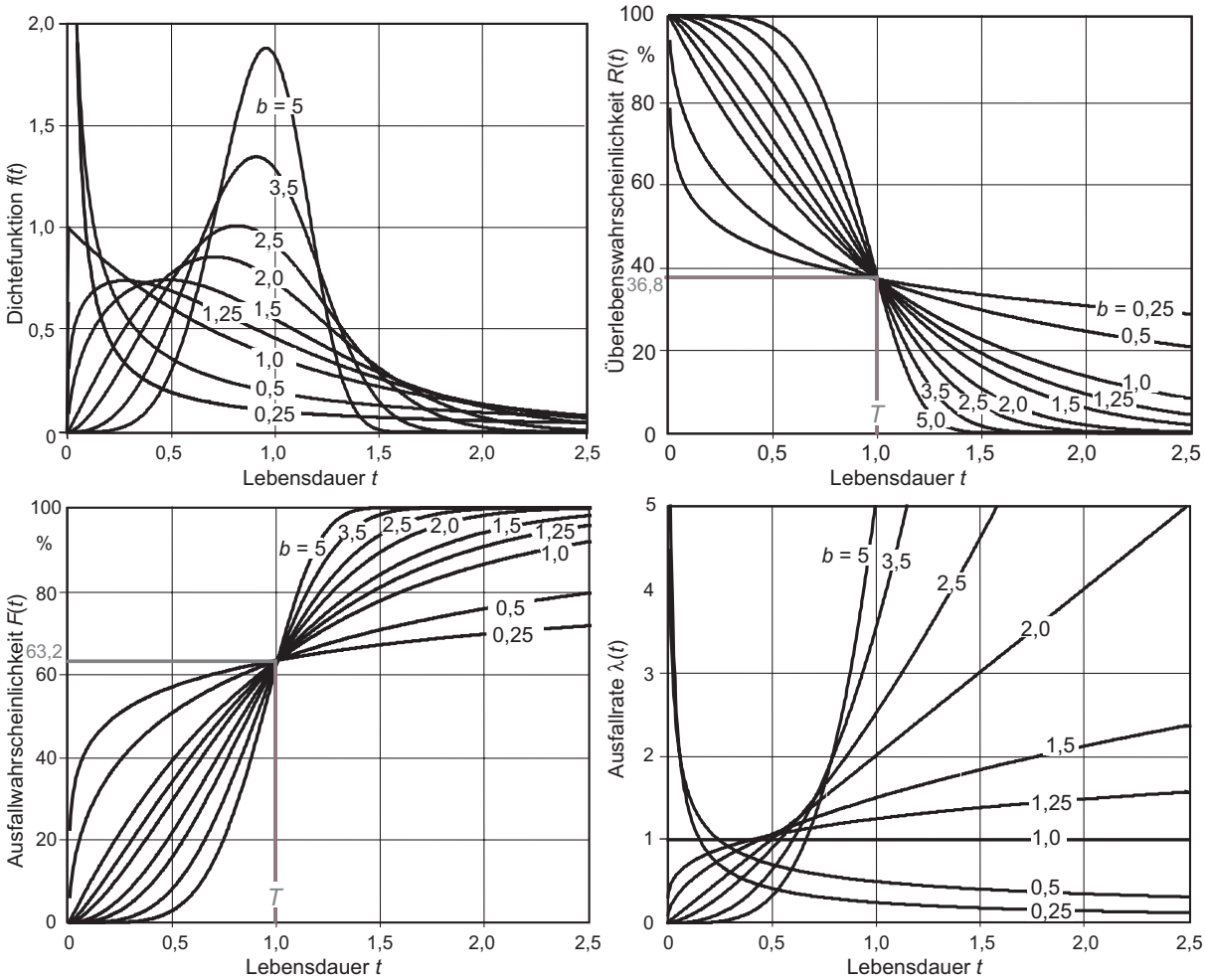


Bild 2.3: Grafische Darstellung der Gleichungen der Weibullverteilung, t_0=0

Mit der Weibullverteilung kann jeder Bereich der Badewannenkurve beschrieben werden [2]. Für $b < 1$ nimmt die Ausfallrate mit zunehmender Lebensdauer ab (Frühausfälle). Für $b = 1$ erhält man als Spezialfall die Exponentialverteilung mit konstanter Ausfallrate (Zufallsausfälle). Für $b > 1$ steigt die Ausfallrate mit zunehmender Lebensdauer an (Verschleiß- und Ermüdungsausfälle). Mit $b = 3{,}5$ erhält man näherungsweise die Normalverteilung.

Die Gleichungen zur Beschreibung des Ausfallverhaltens der dreiparametrigen Weibullverteilung sind die

Dichtefunktion $$f(t) = \frac{b}{T-t_0} \cdot \left(\frac{t-t_0}{T-t_0}\right)^{b-1} \cdot e^{-\left(\frac{t-t_0}{T-t_0}\right)^b}, t \geq t_o, T \geq 0, b \geq 0, \quad (2.16)$$

Ausfallwahrscheinlichkeit $$F(t) = 1 - e^{-\left(\frac{t-t_0}{T-t_0}\right)^b}, \quad (2.17)$$

Zuverlässigkeit $$R(t) = e^{-\left(\frac{t-t_0}{T-t_0}\right)^b}, \quad (2.18)$$

Ausfallrate $$\lambda(t) = \frac{b}{T-t_0} \cdot \left(\frac{t-t_0}{T-t_0}\right)^{b-1}. \quad (2.19)$$

2.2.4 Betaverteilung

Die Betaverteilung wird im Rahmen der Zuverlässigkeitstestplanung häufig zur Beschreibung einer Wahrscheinlichkeitsverteilung von stetigen Zufallsgrößen, die nur Werte im Intervall [0, 1] annehmen können, verwendet. Zudem eignet sie sich zur Beschreibung von a-priori Verteilungen, die im Rahmen der Bayes-Statistik verwendet werden. Die Betaverteilung wird durch die beiden Formparameter A und B beschrieben und kann dadurch eine sehr flexible Gestalt annehmen [18]. Basis der Betaverteilung ist die Betafunktion $\beta(A, B)$, die durch die Euler'sche Gammafunktion $\Gamma(\bullet)$ der Parameter A und B definiert ist

$$\beta(A,B) = \int_0^1 x^{A-1} \cdot (1-x)^{B-1} dx = \frac{\Gamma(A) \cdot \Gamma(B)}{\Gamma(A+B)} \qquad A>0 \text{ und } B>0. \quad (2.20)$$

Für ganzzahlige Argumente $n > 0$ der Gammafunktion gilt: $\Gamma(n) = (n-1)!$. Die Dichtefunktion der Betaverteilung einer stetigen Zufallsgröße X wird definiert als

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{\beta(A,B)} \cdot x^{A-1} \cdot (1-x)^{B-1} & 0 \leq x \leq 1;\ A,B > 0 \\ 0 & sonst \end{cases}. \quad (2.21)$$

Die Summenhäufigkeit ergibt sich durch Integration der Betadichtefunktion

$$F(x) = \int_0^x \frac{1}{\beta(A,B)} \cdot x'^{A-1} (1-x')^{B-1} dx'. \quad (2.22)$$

Für den Erwartungswert $E(X)$ und die Varianz $VAR(X)$ der Betaverteilung gilt

$$E(X) = \frac{A}{A+B} \qquad \text{und} \qquad Var(X) = \frac{AB}{(A+B)^2 (A+B+1)}. \quad (2.23)$$

Die Dichtefunktion der Betaverteilung ist für verschiedene Parameter in Bild 2.4 dargestellt. Die Abbildung macht deutlich, wie verschieden die Gestalt der Dichtefunktion in Abhängigkeit der beiden Parameter sein kann. Für $A = B = 1$ ergibt sich eine Gleichverteilung. Für $A = B$ ist die Dichtefunktion symmetrisch zu einer senkrechten Achse durch $R = 0{,}5$.

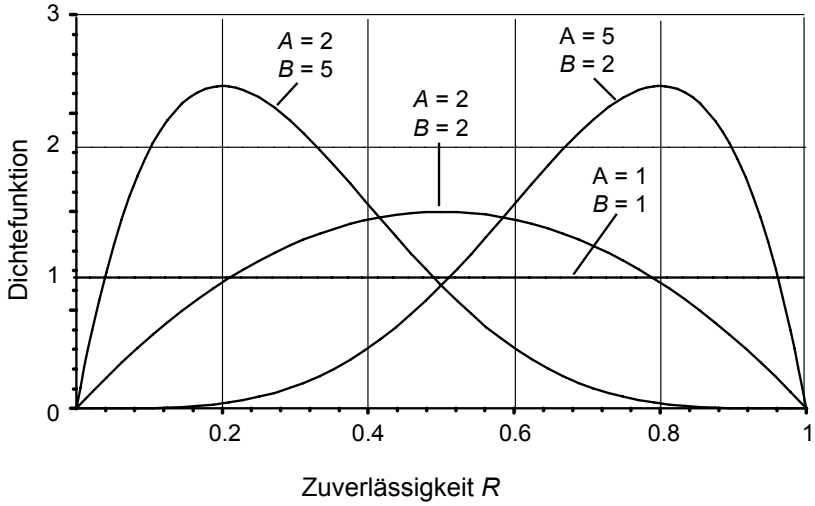


Bild 2.4: Grafische Darstellung der Betaverteilung für verschiedene Parameter

2.2.5 Gleichverteilung und zweiteilige Rechteckverteilung

Die Gleichverteilung ist eine einfache theoretische Verteilung. Sie wird zur Beschreibung von Zufallsgrößen im Intervall von [0,1] verwendet [16][20]. Hierbei wird davon ausgegangen, dass alle möglichen Ereignisse dieselbe Wahrscheinlichkeit besitzen. Für den Fall der stetigen Zufallsvariablen X geht man davon aus, dass alle Werte zwischen einer unteren Grenze a und einer oberen Grenze b gleichwahrscheinlich sind. Die Dichte ist in diesem Intervall gleich groß und somit konstant. Außerhalb dieses Bereichs hat die Dichte den Wert Null.

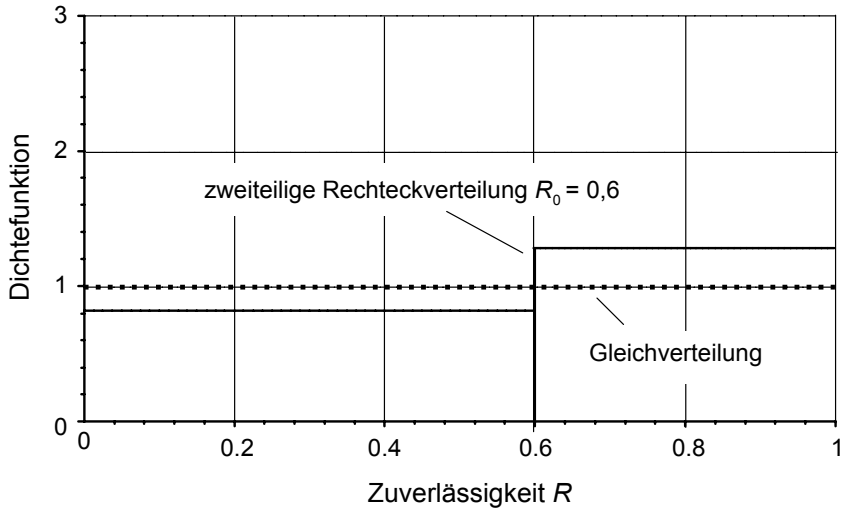


Bild 2.5: Grafische Darstellung der Gleichverteilung und zweiteiligen Rechteckverteilung

Eine beispielhafte grafische Darstellung einer Gleichverteilung ist in Bild 2.5 dargestellt. Aufgrund der grafischen Darstellung der Dichtefunktion spricht man auch von einer Rechteckverteilung. Die Dichte der stetigen Gleichverteilung ist durch

$$f_g(R) = \begin{cases} \dfrac{1}{b-a} & \text{für } a \le R \le b \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \tag{2.24}$$

gegeben. Die Verteilungsfunktion ergibt sich durch Integration von Gl.(2.24) zu

$$F_g(R) = \begin{cases} 0 & \text{für } R < a \\ \dfrac{R-a}{b-a} & \text{für } a \le R \le b \\ 1 & \text{für } R > b \end{cases}. \tag{2.25}$$

Der Erwartungswert $E(R)$ und die Varianz $VAR(R)$ ergeben sich zu

$$E(R) = \frac{a+b}{2} \quad \text{bzw.} \quad VAR(R) = \frac{(b-a)^2}{12}. \tag{2.26}$$

Eine Abwandlung der Gleichverteilung stellt die zweiteilige Rechteckverteilung dar, die eine Unstetigkeitsstelle R_0 besitzt. Für die Dichtefunktion $f(R)$ der zweiteiligen Rechteckverteilung gilt

$$f(R) = \begin{cases} \dfrac{0{,}5}{R_0} & 0 \le R < R_0 \\ \dfrac{0{,}5}{1-R_0} & R_0 \le R \le 1 \end{cases}. \tag{2.27}$$

Die Sprungstelle wird durch den Wert R_0 charakterisiert. Bei der zweiteiligen Rechteckverteilung nach Gl.(2.27) ist immer gewährleistet, dass dem Wert R_0 eine Aussagwahrscheinlichkeit von 50% zugeordnet wird. Soll dem Wert R_0 eine beliebige Aussagewahrscheinlichkeit P_A zugeordnet werden, kann dies durch die Dichtefunktion

$$f(R) = \begin{cases} \dfrac{1-P_A}{R_0} & 0 \le R < R_0 \\ \dfrac{P_A}{1-R_0} & R_0 \le R \le 1 \end{cases} \tag{2.28}$$

beschrieben werden. Die zweiteilige Rechteckverteilung wird in den weiteren Kapiteln bei der Integration von Vorkenntnissen mittels des Bayes Theorems verwendet.

2.2.6 Binomialverteilung

Die Binomialverteilung, auch als Bernoulliverteilung bezeichnet [16], gehört zur Gruppe der diskreten Wahrscheinlichkeitsverteilungen. Die Binomialverteilung beschreibt das Wahrscheinlichkeitsmodell einer Stichprobenentnahme mit Zurücklegen

aus einer Grundgesamtheit mit zwei verschiedenen möglichen Ergebnissen. Nach der Binomialverteilung für eine Zufallsgröße X gilt

$$f(x;n,p) = \binom{n}{x} \cdot p^x \cdot (1-p)^{n-x} \qquad mit \qquad x = 0,1,2,...,n\,. \tag{2.29}$$

Durch die Symmetrie der Binomialkoeffizienten folgt für p=0,5 die Symmetrie der Binomialverteilung, Bild 2.6. Diese ist umso symmetrischer, je mehr sich der Anteilswert p dem Wert 0,5 nähert.

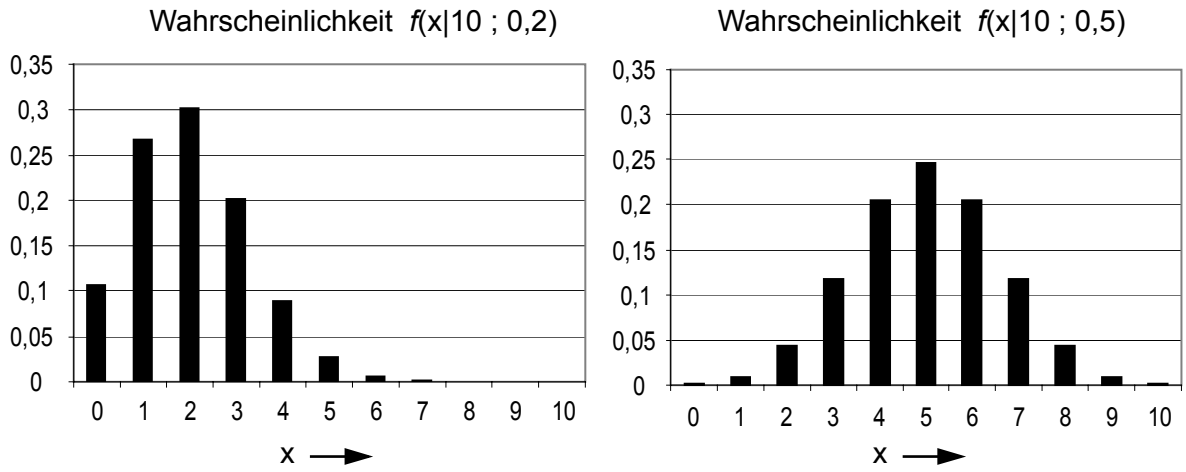


Bild 2.6: Wahrscheinlichkeitsfunktion der Binomialverteilung für n=10 und p_1=0,2 und p_2=0,5 [18]

Die Verteilungsfunktion $F(x;n,p)$ der Binomialdichtefunktion wird gegeben durch

$$F(x;n,p) = \sum_{i=0}^{x} \binom{n}{i} \cdot p^i \cdot (1-p)^{n-i}\,. \tag{2.30}$$

Der Erwartungswert E(X) und die Varianz VAR(X) ergeben sich zu

$$E(X) = n \cdot p \quad \text{und} \quad Var(X) = n \cdot p \cdot (1-p)\,. \tag{2.31}$$

2.3 Satz von Bayes

Häufig tritt zu Beginn der Planung von statistischen Tests der Aspekt auf, dass schon im Vorfeld Erkenntnisse über mögliche Versuchsergebnisse zur Verfügung stehen. Hierzu liefert das Bayes Theorem ein mathematisches Hilfsmittel zur Nutzung dieser Vorkenntnisse [18][19][64][109]. Kennt man als Ausgangssituation entweder aufgrund theoretischer Überlegungen, Schätzungen oder Beobachtungen die Wahrscheinlichkeitsverteilung $f(x)$ einer Zufallsvariablen X, kann diese bei der Auswertung eines aktuellen Experimentes berücksichtigt werden [17]. Informationen vor einem Experiment werden als a-priori Wissen bezeichnet. Im Falle von diskreten Zufallsvariablen wird es als a-priori Wahrscheinlichkeit P(X) oder falls es sich um eine kontinuierliche Zufallsvariable handelt als a-priori Dichtefuntion $f(x)$ bezeichnet.

Mit dem Ziel die Ausgangsbasis über die veränderliche X zu verbessern wird unter diesen Voraussetzungen ein neuer Versuch geplant und durchgeführt, bei dem unterschiedliche Ereignisse Y möglich sind. Dieser Versuch ergibt nun das bestimmte Ereignis Y, aus dem sich die bedingte Wahrscheinlichkeit $P(Y|X)$ bzw. bedingte Wahrscheinlichkeitsdichte $f(y|x)$ ableiten lässt.

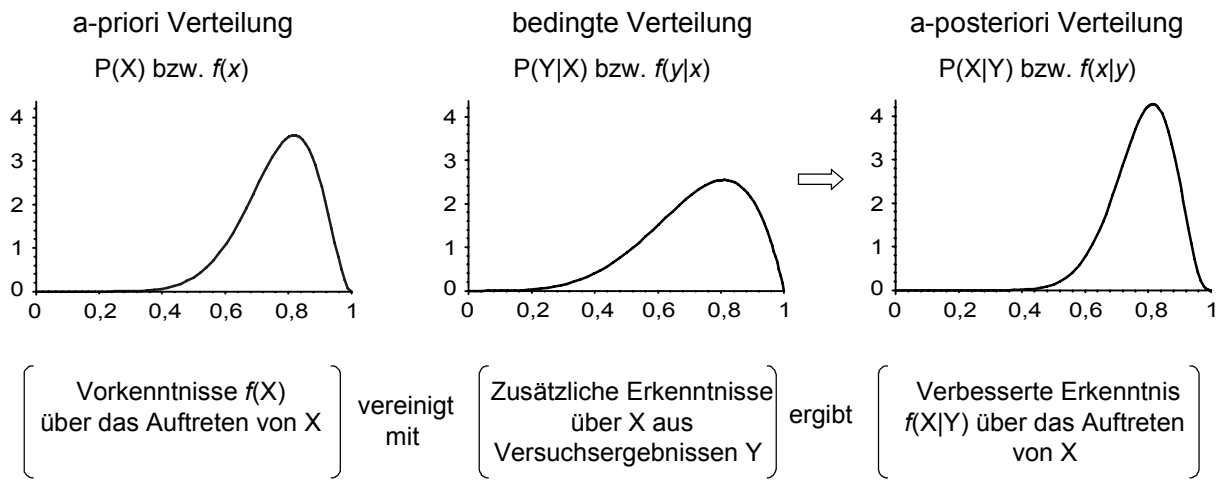


Bild 2.7: Grafische Veranschaulichung des Bayes Theorems

Der Satz von Bayes vereinigt nun die a-priori Verteilung, welche die Vorinformationen enthält, mit der bedingten Verteilung der aktuellen Testergebnisse zur a-posteriori Wahrscheinlichkeit $P(X|Y)$ bzw. Wahrscheinlichkeitsverteilung $f(x|y)$, Bild 2.7. Die a-posteriori Verteilung spiegelt die Informationen nach dem Experiment unter Berücksichtigung des Vorwissens wieder. Geht man von diskreten auf stetige Zufallsgrößen über, so gilt für die a-posteriori Wahrscheinlichkeitsdichte nach dem Bayes Theorem

$$f(x \mid y) = \frac{f(y \mid x) f(x)}{\int f(y \mid x) f(x) dx} . \tag{2.32}$$

Bezieht sich die Vorkenntnis auf die Zuverlässigkeit R über ein bestimmtes Bauteil, werden diese in der a-priori Verteilung $f(R)$ zusammengefasst. Die bedingte Verteilung $f(x|R)$ ergibt sich für die Zuverlässigkeitstestplanung aus dem Stichprobenmodell der Binomialverteilung

$$f(x \mid R) = \binom{n}{x} \cdot R^{n-x} \cdot (1-R)^x . \tag{2.33}$$

Somit gilt für die a-posteriori Verteilung $f(R|x)$ nach dem Vorliegen der aktuellen Testergebnisse

$$f(R \mid x) = \frac{f(x \mid R) f(R)}{\int_0^1 f(x \mid R) f(R) dR} = \frac{R^{n-x} \cdot (1-R)^x \cdot f(R)}{\int_0^1 R^{n-x} \cdot (1-R)^x \cdot f(R)\, dR} . \tag{2.34}$$

2.4 Statistische Schätzung von Parametern

Zur Schätzung von Parametern bestimmter Verteilungsfunktionen wird im Folgenden auf die Maximum Likelihood Methode und die Momentenmethode eingegangen. Darüber hinaus wird die Thematik von Vertrauensbereichen vorgestellt.

2.4.1 Maximum Likelihood Methode

Die Maximum Likelihood Methode stellt ein allgemein gültiges Verfahren zur Ermittlung einer Schätzfunktion für die Parameter von Verteilungsfunktionen dar [16]. Liegen t_i (i=1..n) Realisierungen einer kontinuierlichen Zufallsgröße T_n vor, so wird die Wahrscheinlichkeit dieser Realisierungen durch die Maximum Likelihood Funktion

$$L(t_1,...,t_n \mid \theta^k) = \prod_{i=1}^{n} f(t_i \mid \theta^k) \tag{2.35}$$

mit den unbekannten Parametern

$$\theta^k = (\theta_1,...,\theta_k) \tag{2.36}$$

gegeben [16]. Die unbekannten Parameter θ_k der Dichtefunktion $f(t)$ werden im Parametervektor θ^k zusammengefasst. Der Grundgedanke der Maximum Likelihood Methode besteht darin, anhand der Realisierungen einer Stichprobe einen Schätzwert $\hat{\theta}$ für die Parameter θ_k der Funktion $f(t)$ derart zu finden, dass die Maximum Likelihood Funktion L und damit die Wahrscheinlichkeit für das Eintreten von $\hat{\theta}$ maximal wird. Diese Parameter findet man, indem die k partiellen Ableitungen der Maximum Likelihood Funktion gebildet und gleich Null gesetzt werden

$$\frac{\partial \ln(L)}{\partial \theta_l} = 0 \qquad l = 1(1)..k\,. \tag{2.37}$$

Oft wird zuvor die Maximum Likelihoodfunktion logarithmiert, woraus aus der Produktformel eine Summenformel wird, die numerisch einfach gehandhabt werden kann [1]. Die Lösung des entstehenden Gleichungssystems mit k Gleichungen ermöglicht die Bestimmung der Schätzwerte für die k unbekannten Parameter θ_k.

2.4.2 Momentenmethode

Die Momentenmethode [1][16][18] ermöglicht die Ermittlung der unbekannten Parameter einer Verteilungsfunktion mit Hilfe der theoretischen Verteilungsmomente und empirischen Stichprobenmomente. Hierzu werden die theoretischen Momente $m_{t,k}$ der Verteilungsfunktion f mit den empirischen Momenten $m_{e,k}$ der Stichprobe gleichgesetzt. Dadurch entsteht ein lineares Gleichungssystem, bei dem immer so viele empirische Momente wie festzulegende Parameter benötigt werden. Das k-te empirische Stichprobenmoment $m_{e,k}$ vom Umfang n mit den Realisierungen t_i und das k-te theoretische Moment $m_{t,k}$ einer Verteilungsfunktion $f(t)$ berechnet sich zu

$$m_{e,k} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} t_i^k \qquad \text{und} \qquad m_{t,k} = \int_{-\infty}^{\infty} t^k f(t)dt \,. \tag{2.38}$$

Höhere Momente werden in der Regel auf das Moment erster Ordnung bezogen und als Zentralmomente $m_{tz,k}$ bezeichnet [16]

$$m_{tz,k} = \int_{-\infty}^{\infty} (t - m_{t,1})^k f(t)dt \,. \tag{2.39}$$

Für den Fall einer zweiparametrigen Verteilungsfunktion wird das erste empirische Stichprobenmoment, der Mittelwert $\bar{t}$ nach Gl.(2.4) auf das erste theoretische Moment der Verteilungsfunktion $f(t)$ bezogen

$$\int_{-\infty}^{\infty} t \cdot f(t)\, dt = \bar{t} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} t_i \,. \tag{2.40}$$

Die zweite Bedingung ergibt sich aus dem zweiten zentralen Stichprobenmoment, der Varianz s^2 und dem zweiten theoretischen zentralen Moment der Verteilungsfunktion $f(t)$ zu [1]

$$\int_{-\infty}^{\infty} (t - m_{t,1})^2 f(t)\, dt = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n} (t_i - \bar{t})^2 \,. \tag{2.41}$$

Die Lösung des durch Gleichsetzen der theoretischen und empirischen Momente entstehenden Gleichungssystems ermöglicht die Bestimmung der zwei Parameter einer zweiparametrigen Verteilungsfunktion $f(t)$. Liegen Verteilungsfunktionen mit weiteren Verteilungsparametern vor, müssen dementsprechend weitere empirische und theoretische Momente verwendet werden.

2.4.3 Vertrauensbereiche

Ziel der Stichprobenmodelle ist es, Aufschluss über die wahren Merkmale oder Parameter der zugehörigen unbekannten Grundgesamtheit zu bekommen. Insbesondere bei kleinen Stichprobenumfängen liegt es auf der Hand, dass bei einer erneuten Stichprobenentnahme ein anderes Ergebnis vorliegen kann. Man erhält somit ausgehend von der Stichprobenentnahme nur eine Schätzung der wahren Parameter der Grundgesamtheit und keine exakten Werte. Die Parameterschätzung einer Grundgesamtheit ist demzufolge als Wahrscheinlichkeitsverteilung aufzufassen.

Für die Schätzwerte lässt sich jedoch ein Intervall mit einer oberen und unteren Intervallgrenze angeben, in dem sich der wahre Parameter der Grundgesamtheit mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit befindet. Dieses Intervall wird durch den so genannten Vertrauensbereich charakterisiert, Bild 2.8.

Bei Vertrauensbereichen wird zwischen einseitigen und zweiseitigen Vertrauensbereichen unterschieden. Wird das Intervall von einem oberen und unteren Grenzwert abgegrenzt spricht man von einem zweiseitigen Vertrauensbereich. Ein einseitiger Ver-

trauensbereich kann von einem oberen oder einem unteren Grenzwert abgegrenzt werden, was zu einem linksseitigen oder einem rechtsseitigen Vertrauensbereich führt.

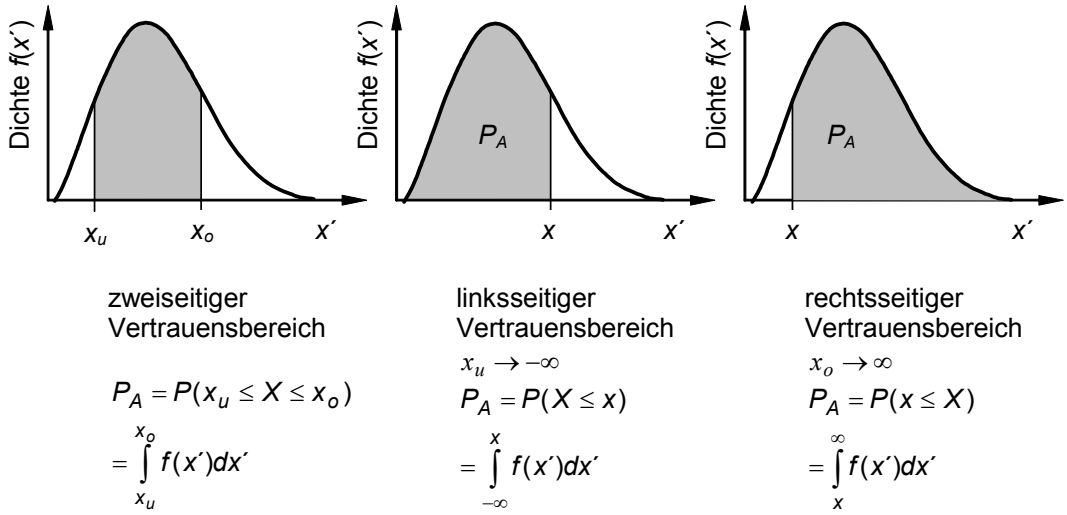


Bild 2.8: Einseitiger und zweiseitiger Vertrauensbereich [20]

Im Rahmen der Zuverlässigkeitstestplanung wird oft der Bezug zum einseitigen Vertrauensbereich mit der Aussagewahrscheinlichkeit hergestellt. Hierbei muss unterschieden werden, ob es sich um die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Zuverlässigkeit oder der Ausfallwahrscheinlichkeit handelt. Handelt es sich um die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Zuverlässigkeit, so beschreibt die Aussagewahrscheinlichkeit den rechtsseitigen Vertrauensbereich mit der Intervallgrenze $[R_{min},1]$. Somit wird von der Wahrscheinlichkeit ausgegangen, mit der diese Mindestzuverlässigkeit R_{min} überschritten wird. Handelt es sich um die Wahrscheinlichkeitsverteilung der Ausfallwahrscheinlichkeit, so muss der linksseitige Vertrauensbereich herangezogen werden, der dann aussagt, mit welcher Wahrscheinlichkeit es sich um die maximale Ausfallwahrscheinlichkeit handelt.

2.5 Lebensdauerberechnung und Schadensakkumulationshypothesen

Die Beanspruchung mechanischer Antriebselemente in Nutzfahrzeuggetrieben erfolgt normalerweise durch regellose Schwingspiele mit unterschiedlichsten Beanspruchungshöhen. Zur Lebensdauerberechnung muss dieser Beanspruchungsverlauf mittels Klassierverfahren in Form von Kollektiven dargestellt werden. Ausgehend von diesen Kollektiven erfolgt die Lebensdauerberechnung mechanischer Komponenten [12]-[15].

Die Lebensdauerberechnung erfolgt mittels linearer und nichtlinearer Schädigungshypothesen, wobei hier insbesondere auf die linearen Schädigungshypothesen nach Miner-Elementar, Miner-Haibach oder Corten-Dolan eingegangen wird, Bild 2.9. Diese Schädigungshypothesen gehen davon aus, dass die mit einer Spannungsamplitude σ_i aufgebrachten Schwingspiele auf die Bruchschwingspielzahl N_i bei dieser Amplitude bezogen werden und zu einer entsprechenden Teilschädigung D_i führen. Die Schädigungssumme D berechnet sich zu

$$D = \sum_i^n \frac{n_i}{N_i} \,. \tag{2.42}$$

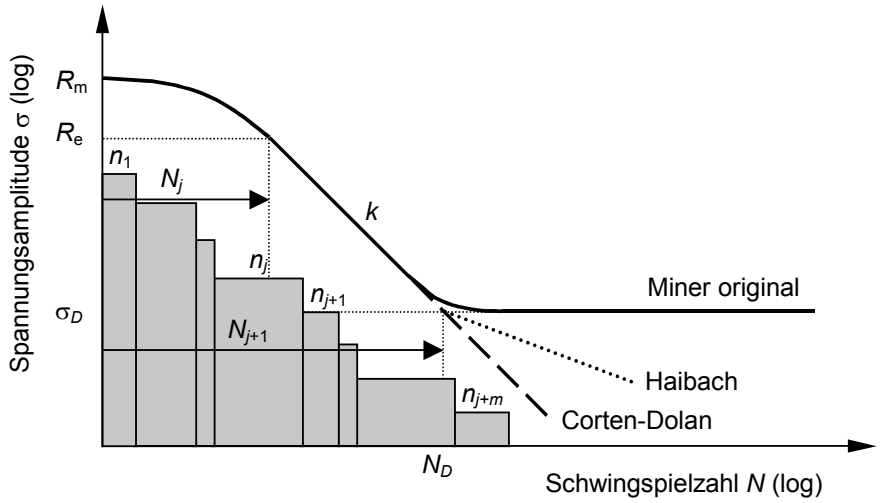


Bild 2.9: Lineare Schadensakkumulationshypothesen [3]

Die Bruchspielzahl N_i auf der Beanspruchungshöhe σ_i leitet sich aus dem Verlauf

$$N_i = N_D \left(\frac{\sigma_D}{\sigma_i} \right)^k \tag{2.43}$$

der Wöhlerlinie mit der Ecklastspielzahl N_D, der Dauerfestigkeit σ_D und der Wöhlerliniensteigung k, ab. Die Schädigungshypothese nach Miner-Original geht davon aus, dass eine Schädigung nur durch Lastamplituden hervorgerufen wird, die über der Dauerfestigkeitsgrenze σ_i liegen. Die Hypothese nach Corten-Dolan verwendet die Annahme, dass alle Lastamplituden zur Schädigung beitragen. Die Hypothese nach Miner-Haibach geht davon aus, dass Schädigungen unterhalb der Dauerfestigkeitsgrenze nur mit einer geringeren Steigung der Wöhlerlinie bewertet werden. Somit gilt nach

Miner-Original
$$D = \sum_i^n \frac{n_i}{N_D} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_D} \right)^k \Bigg|_{\sigma_{\max} \geq \sigma_i \geq \sigma_D} \,, \tag{2.44}$$

Corten-Dolan
$$D = \sum_i^n \frac{n_i}{N_D} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_D} \right)^k \Bigg|_{\sigma_{\max} \geq \sigma_i \geq 0} \,, \tag{2.45}$$

Miner-Haibach
$$D = \sum_i^n \frac{n_i}{N_D} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_D} \right)^k \Bigg|_{\sigma_D \leq \sigma_i \leq \sigma_{\max}} + \sum_i^n \frac{n_i}{N_D} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_D} \right)^{2k-1} \Bigg|_{o \leq \sigma_i \leq \sigma_D} \,. \tag{2.46}$$

Werden Kollektive bezüglich deren Schädigung relativ zueinander verglichen und bewertet, so verwendet man häufig den Begriff der relativen Schädigung D_{rel}. Die relative Schädigung D_{rel} ergibt sich aus dem Verhältnis zwischen den Schädigungen D_1 und D_2 zweier Lastkollektive

$$D_{rel} = \frac{D_1}{D_2} = \sum_i^n \frac{n_{i,1}}{N_D}\left(\frac{\sigma_{i,1}}{\sigma_D}\right)^k \cdot \sum_i^n \frac{N_D}{n_{i,2}}\left(\frac{\sigma_D}{\sigma_{i,2}}\right)^k = \sum_i^n \frac{n_{i,1}}{n_{i,2}}\left(\frac{\sigma_{i,1}}{\sigma_{i,2}}\right)^k . \tag{2.47}$$

Bei der Betrachtung der relativen Schädigung über die Hypothesen nach Corten-Dolan wird deutlich, dass diese unabhängig von der Ecklastspielzahl N_D und der Dauerfestigkeit σ_D ist. Nur die Wöhlerliniensteigung k hat Einfluss auf den Wert der relativen Schädigung.

3 Konzeption der Erprobungssystematik

Nur eine durchgängige und transparente Erprobungssystematik ermöglicht einen effizienten Einsatz der vorhandenen Ressourcen zum Lebensdauer- und Zuverlässigkeitsnachweis von Komponenten und Getriebe. Dies erfordert einen praxisorientierten und klar strukturierten Erprobungsprozess, der entsprechende Erprobungsmethoden und -verfahren implementiert, die eine statistische Sichtweise der Erprobung von Komponenten, Baugruppen und Gesamtgetrieben ermöglichen [2][11]. Eine Strukturierung der Qualitäts- und Zuverlässigkeitsmethoden im Entwicklungsprozess erfolgt meist spezifisch für definierte Produktbereiche und Einsatzfälle [25]-[31][38]. Dementsprechend wird im Folgenden eine auf die Getriebeentwicklung fokussierende Erprobungssystematik entwickelt, die für eine zuverlässigkeitsgerechte Betrachtungsweise alle notwendigen Randbedingungen mit einbezieht.

3.1 Erprobungsobjekt

Bei dem in dieser Arbeit betrachteten Erprobungsobjekt handelt es sich um ein automatisches Nutzfahrzeuggetriebe für Stadtbusse. Ein Schnitt durch solch ein Getriebe zeigt Bild 3.1.

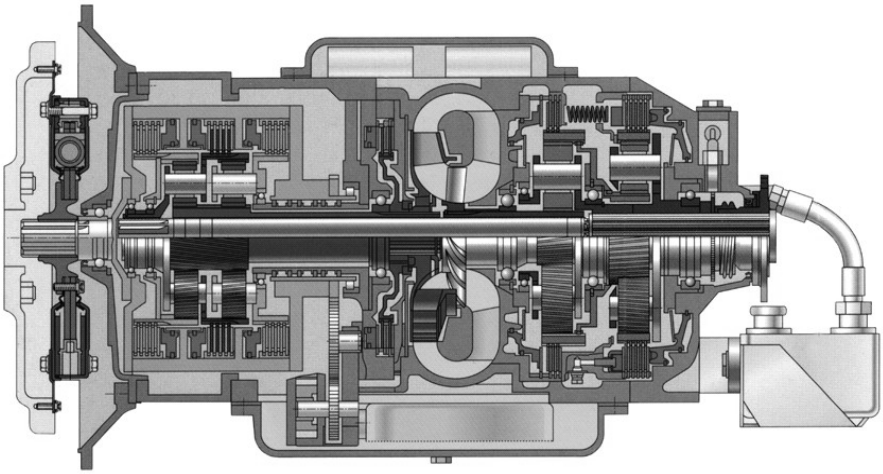


Bild 3.1: Voith DIWA-Getriebe [50]

Charakteristisch für automatische Stadtbusgetriebe ist der spezielle Einsatzbereich mit niedrigen Durchschnittsgeschwindigkeiten, hohen Anfahrhäufigkeiten, Getriebeeingangsdrehmomenten bis zu ca. 1900 Nm und Lebensdauerforderungen von über 500.000 km, die weit über denen von PKW-Getrieben liegen. Leistungsführende Elemente des Getriebes, die wesentlich beansprucht werden sind klassische Konstruktionselemente wie Wellen, Lager, Verzahnungen, Lamellen usw.. Eine Vielzahl weiterer Bauteile und Baugruppen wie Ventile, Zahnradpumpe, Gehäuseteile, Wandler, Retar-

der, Dichtungen, Magnetspulen werden im Betrieb ebenfalls beansprucht und unterliegen somit dem Zuverlässigkeitsnachweis. Zu den wesentlichen Beanspruchungskriterien zählen hierbei Drehzahlen, Momente, Temperaturen, hydraulische Drücke, Kräfte, Reibung usw. die zu einer Ermüdung oder zum Verschleiß und schließlich zum Versagen der Komponenten führen.

Für all diese Bauteile und Beanspruchungen muss die Zuverlässigkeit im Verlauf des Erprobungsprozesses nachgewiesen werden, um Ausfälle im Betrieb zu vermeiden. Hierbei muss berücksichtigt werden, dass für eine Vielzahl von Komponenten, deren Lebensdauer nicht berechenbar ist, die Erprobung die einzige Möglichkeit für den Zuverlässigkeitsnachweis darstellt.

3.2 Erprobungsprozess im Produktentwicklungsprozess

Der Erprobungsprozess umfasst definierte Erprobungen, die während des Produktentwicklungsprozesses an Komponenten, Baugruppen und Getriebe sowie dem reduzierten System durchgeführt werden, Bild 3.2. Als reduziertes System wird hierbei das System aus Komponenten bezeichnet, die von Entwicklungs- bis hin zu Feldtests des Getriebes mittels quantitativer Zuverlässigkeitsmethoden betrachtet werden können. Abhängig vom Entwicklungsstadium werden qualitative und quantitative Erprobungen, vom Entwicklungstest bis hin zum Feldtest, durchgeführt [32]-[39].

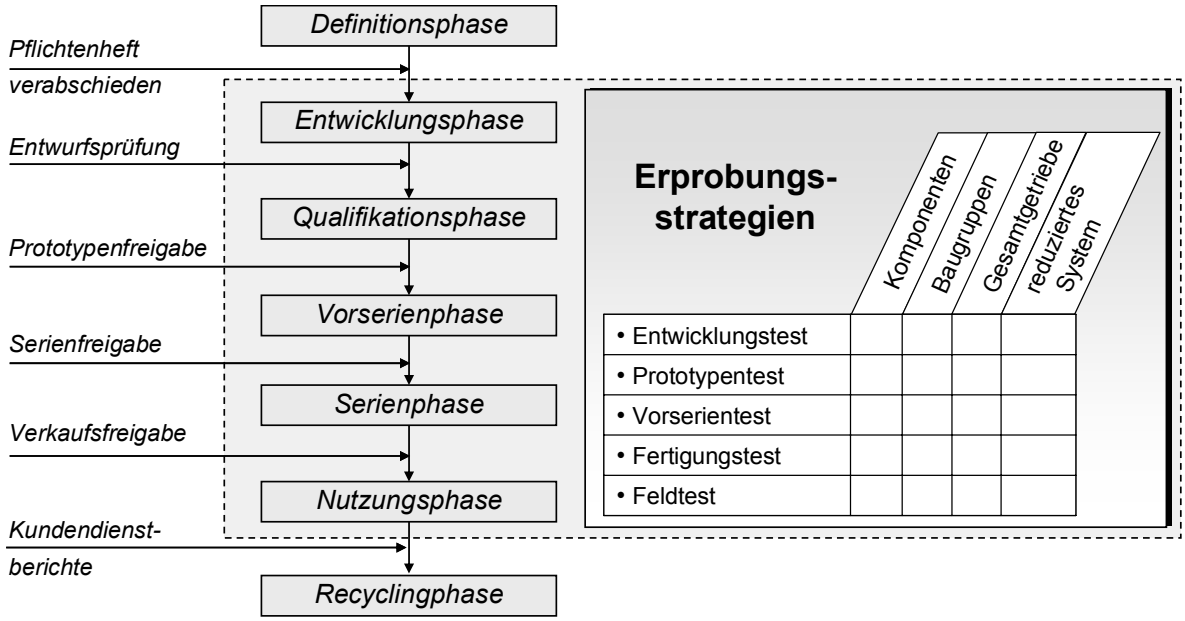


Bild 3.2: Erprobungsstrategien im Produktentwicklungsprozess

Entwicklungs- und Prototypentests

Entwicklungs- und Prototypentests dienen dazu die Konstruktion zu beurteilen und eine Auswahl zwischen verschiedenen Konstruktionsvarianten zu treffen. Ziel dieser Tests ist es, Informationen über das grundsätzliche Ausfall- und Funktionsverhalten der Komponenten zu erhalten sowie Schwachstellen zu identifizieren. Da meist nur wenige Prototypen unter extremen Bedingungen geprüft werden, handelt es sich um

Versuche, aus denen keine statistischen Kenngrößen abgeleitet werden können. Entwicklungsversuche sollen Grenzen der Konstruktion herausstellen, um eine Bewertung und Auswahl der besten Konstruktionsvariante zu ermöglichen.

Vorserien- und Fertigungstests

Vorserien- und Fertigungstests sollen zeigen, dass das Getriebe zur Produktion freigegeben werden kann und alle spezifizierten Forderungen hinsichtlich Funktion, Missbrauch, Umwelteinfluss, Lebensdauer und Zuverlässigkeit erfüllt sind. Versuche in dieser Entwicklungsphase sollen keine Probleme mehr aufzeigen, sondern eine Bestätigung der Anforderungen bzw. den Zuverlässigkeitsnachweis der Komponenten erbringen. Um abgesicherte Ergebnisse zu erhalten, werden in diesem Stadium statistische Methoden herangezogen und eine entsprechend hohe Vertrauensgrenze gefordert, um vorgegebene Lastenheftforderungen nachzuweisen. Fertigungstests müssen zeigen, dass die Komponenten unter Serienfertigungsbedingungen die Anforderungen hinsichtlich Zuverlässigkeit erfüllen und somit bestätigen, dass der Produktionsprozess beherrscht wird und die Ergebnisse nicht von den Vorserientests abweichen.

Feldtests

Feldtests müssen die Zuverlässigkeit der Getriebe im Feldeinsatz nachweisen und werden im Fahrzeug durchgeführt. Wesentliches Merkmal der Feldtests ist, dass reale Einbaubedingungen vorliegen und reale Betriebsbeanspruchungen auftreten. Hierbei ist zu berücksichtigen, dass die Beanspruchung von Komponenten und Getriebe nicht in dem Maße gerafft werden kann, wie dies auf Komponentenprüfständen oder am Getriebeprüfstand möglich ist. Eine bedingte Raffung ist lediglich auf Schlechtwegstrecken, künstlichen Streckenprofilen oder bei spezifischen Kundeneinsätzen zu erreichen.

3.3 Bausteine der Erprobungssystematik

Im Folgenden werden die Methodiken und die zu berücksichtigenden Randbedingungen der entwickelten Erprobungssystematik vorgestellt

3.3.1 Ablauf der Erprobungssystematik

Der prinzipielle Ablauf der Erprobungssystematik und die zu definierenden Randbedingungen zum Zuverlässigkeitsnachweis sind in Bild 3.3 verdeutlicht. Ausgehend vom Gesamtgetriebe werden mittels einer qualitativen und quantitativen Systemanalyse [29] kritische Komponenten und Baugruppen mit den entsprechenden kritischen Ausfallmechanismen festgelegt. Die so definierten Komponenten und Baugruppen werden hinsichtlich Kritikalität und Sicherheitsrisiko eingestuft.

In der Beanspruchungsmatrix werden für die definierten Komponenten repräsentative Kundenkollektive festgelegt, die mit einer entsprechenden Zuverlässigkeitsaussage nachzuweisen sind [25][35]. Definitionsgemäß wird als Basis zum späteren Zuverlässigkeitsnachweis das Beanspruchungskollektiv zur Absicherung des 95%-Kunden, vgl.

Kapitel 4.2, zugrunde gelegt. Darüber hinaus muss in der Beanspruchungsmatrix die Beanspruchungsstreuung im Betrieb angegeben werden, die eine Berechnung der Zuverlässigkeit im Feldeinsatz ermöglicht. Des Weiteren werden unter Berücksichtigung der möglichen Raffungsmodelle die Erprobungskollektive und Raffungsfaktoren für den Versuch definiert.

Zuverlässigkeitsziele und -forderungen werden für den aus der Zuverlässigkeitsanalyse abgeleiteten Erprobungsumfang, unter Berücksichtigung der Einstufung in Kritikalitätsklassen, definiert. Die Zuverlässigkeitsforderung muss sich auf ein repräsentatives Kundenkollektiv beziehen, das einen bestimmten Prozentsatz aller Einsatzfälle abdeckt. Wird die Streuung der Kundenbeanspruchung berücksichtigt, dient dies zur Ermittlung des Zuverlässigkeitspotentials im Feldeinsatz.

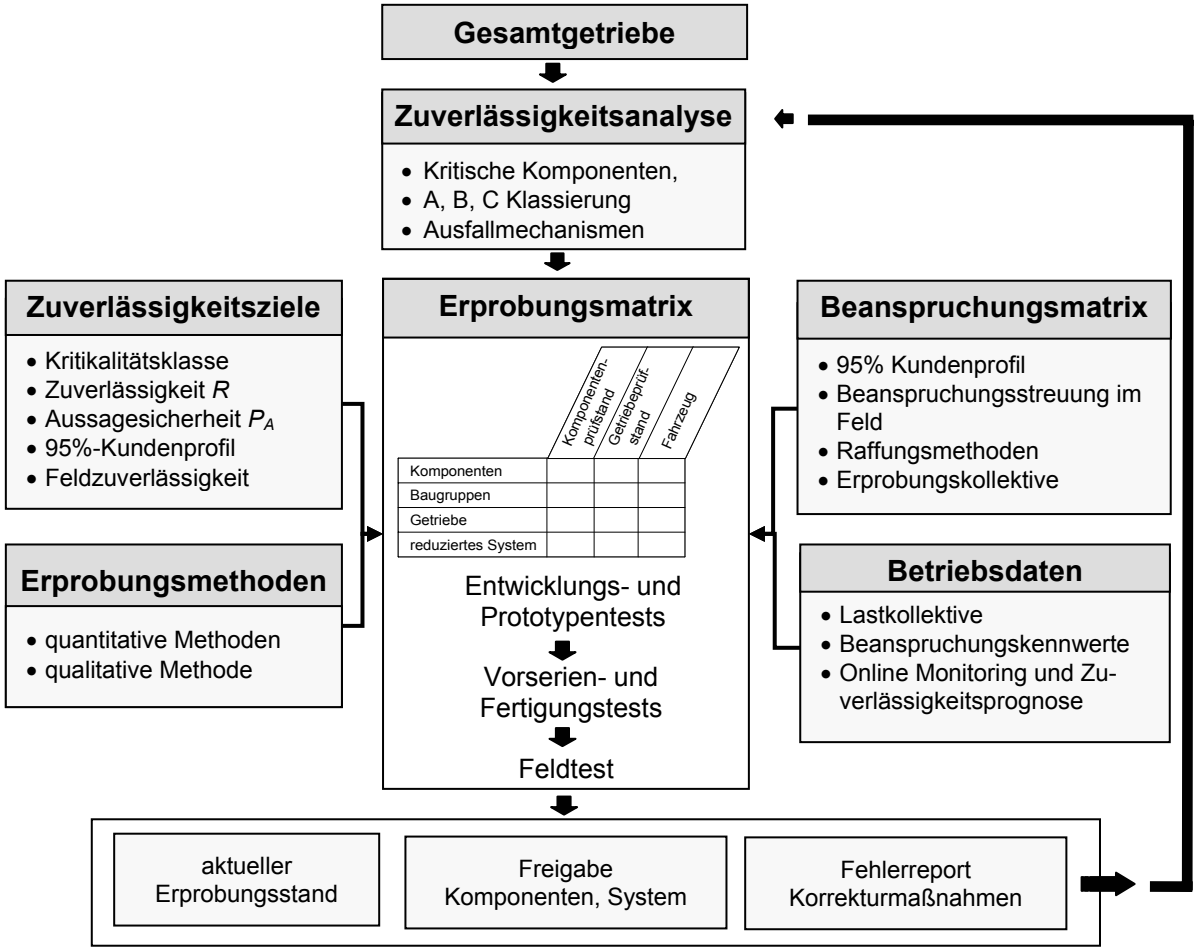


Bild 3.3: Ablauf der Erprobungssystematik zum Zuverlässigkeitsnachweis

Die Erprobungsmethoden stellen Modelle zur Verfügung, die entsprechend den Randbedingungen eine qualitative oder quantitative Zuverlässigkeitsaussage ermöglichen. Aus quantitativen Erprobungsmethoden leiten sich fixe Randbedingungen, wie Stichprobenumfang, zulässige Anzahl an Ausfällen, Raffungsfaktoren und Lebensdauerverhältnisse ab. Qualitative Erprobungsmethoden liefern lediglich eine qualitative Einschätzung von Versuchsergebnissen.

Betriebsdaten werden zur gezielten Analyse der ersten Getriebe im Feldtest, etwa bei definierten Kundenerprobungen, verwendet. Die Auswertung von Lastkollektiven er-

möglicht die Berechnung der aktuellen Zuverlässigkeit sowie eine Zuverlässigkeitsprognose bei sich nicht wesentlich ändernder Betriebsbeanspruchung.

Die Erprobungsmatrix beinhaltet als zentrales Element alle notwendigen Erprobungstätigkeiten und die zu berücksichtigenden Randbedingungen an Komponenten, Baugruppen, Gesamtgetriebe sowie dem reduzierten System. Somit stellt die Erprobungsmatrix alle notwendigen Erprobungstätigkeiten transparent dar und kann jederzeit zur Klärung und Planung des aktuellen Erprobungsstandes genutzt werden. Falls die Zuverlässigkeitsziele bestimmter Erprobungen nicht erreicht werden, müssen Korrekturmaßnahmen eingeleitet und der Erprobungsprozess wiederholt werden. Sind die Zuverlässigkeitsziele der Erprobung erreicht, führt dies zur entsprechenden Freigabe.

3.3.2 Zuverlässigkeitsanalyse

Die Zuverlässigkeitsanalyse [1][29] wird hier als systematische Vorgehensweise verwendet, die kritischen zu erprobenden Komponenten und Baugruppen sowie die zugehörigen kritischen Ausfallmechanismen zu definieren, Bild 3.4.

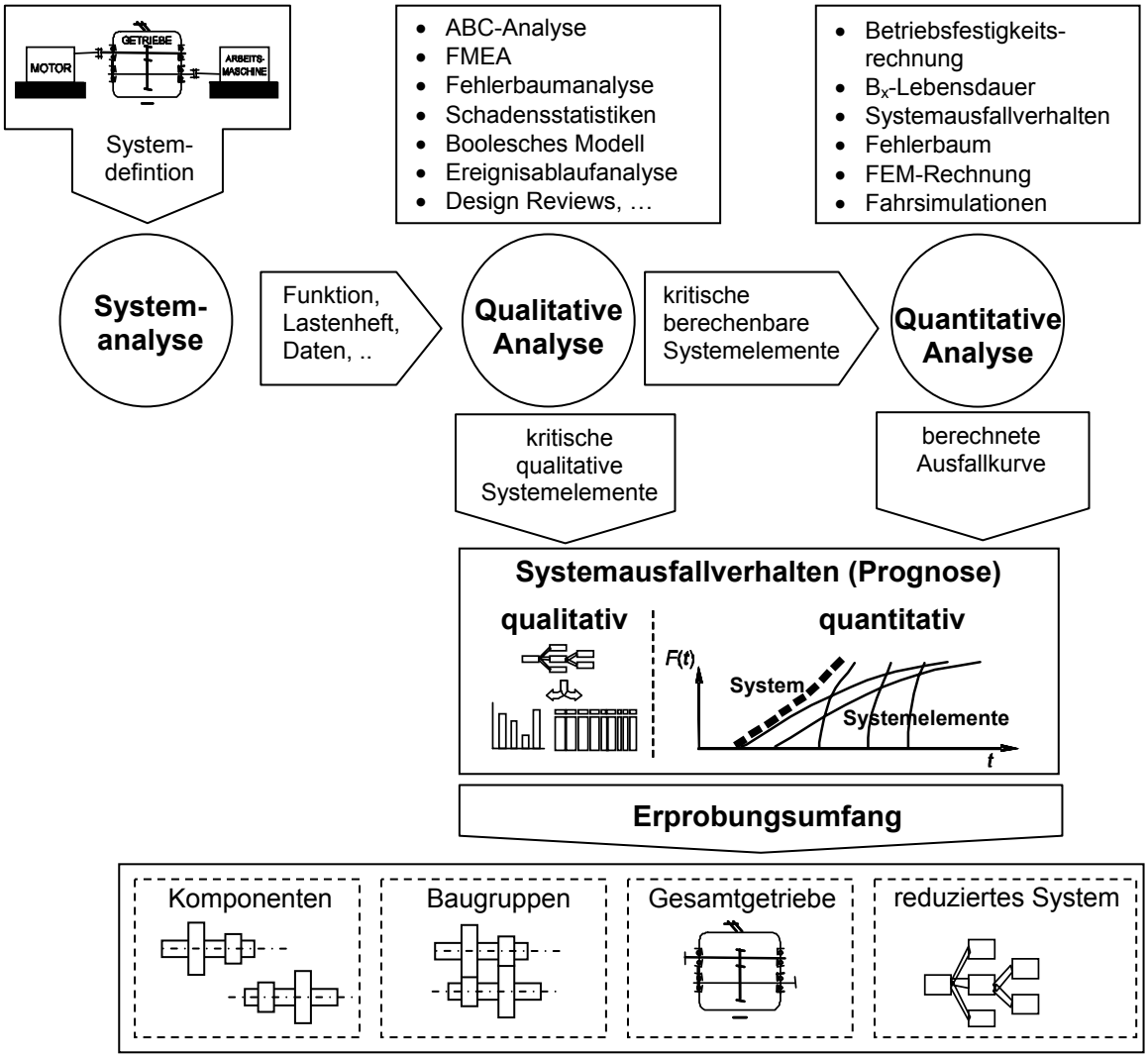


Bild 3.4: Zuverlässigkeitsanalyse

Die Zuverlässigkeitsanalyse gliedert sich in eine Systemanalyse des Getriebes, der eine qualitative und quantitative Analyse folgt. Im Rahmen der qualitativen Analyse werden qualitative Methoden der Zuverlässigkeitstechnik, wie etwa die FMEA, das Ischikawa-Diagramm, die ABC-Priorisierung, eine Fehlerbaumanalyse oder Ereignisablaufanalyse sowie Design Reviews oder historische Schadensstatistiken verwendet [3]. Im Gegensatz dazu werden bei der quantitativen Analyse die analytischen Methoden der Zuverlässigkeitstechnik herangezogen. Mittels Fahrsimulationen, Betriebsfestigkeitsrechnungen und Finite Elemente Berechnungen werden die Lebensdauern der berechenbaren Systemelemente ermittelt, lebensdauerkritische Komponenten und Baugruppen identifiziert und das Systemausfallverhalten analysiert. Der mittels der Zuverlässigkeitsanalyse abgeleitete Erprobungsumfang setzt sich somit aus kritischen Komponenten, Baugruppen, dem daraus resultierenden reduzierten System sowie dem Gesamtgetriebe zusammen.

In einem weiteren Schritt muss im Rahmen der Zuverlässigkeitsanalyse eine Einteilung der kritischen zu erprobenden Komponenten und Baugruppen in Risikoklassen erfolgen. Die Einteilung in Risikoklassen ist von Lastenheftforderungen, Kritikalität, Garantiezusagen usw. abhängig zu machen. Abhängig von der Risikoklasse leiten sich später die nachzuweisende Zuverlässigkeitsforderung sowie die geforderte statistische Sicherheit der Erprobung, die Aussagewahrscheinlichkeit, ab. Die Bewertung der Risikoklasse kann vom Schweregrad der Fehlerfolge abhängig gemacht werden [3] oder aus der Felderfahrung über das Ausfallverhalten abgeleitet werden [47]-[49]. Somit erfolgt eine Berücksichtigung der Folgen eines Versagens. Für eine Ableitung von unterschiedlich hohen Zuverlässigkeitsforderungen sollte eine Einteilung in unterschiedliche Kritikalitätsklassen jedoch nicht zu fein sein.

Deshalb bietet sich eine Einteilung in drei Risikoklassen A, B und C an, aus denen sich unterschiedliche nachzuweisende Zuverlässigkeitsforderungen ableiten. Eine beispielhafte Einteilung in drei Risikoklassen A, B und C ist in Tabelle 3.1 verdeutlicht.

Tabelle 3.1: Einteilung von Komponenten in Kritikalitätsklassen

Kritikalitätsklasse	Schweregrad z.B. nach [3]	Beschreibung
A	kritisch	Beim Versagen kann Personenschaden auftreten, sicherheitskritisch, hohe Kundenverärgerung, unsichere Berechnungsverfahren, hohe Folgekosten bei Versagen, …
B	hoch, mittel	Beim Versagen ist mit Folgekosten und Kundenverärgerung zu rechnen, lebensdauerkritisch, …
C	niedrig	geringer Kostenaufwand für eine Reparatur, sicheres Berechnungsverfahren

Das reduzierte System, das hier besonders zu betrachten ist, bezieht sich auf kritische Komponenten und Baugruppen, die über quantitative Zuverlässigkeitsmethoden beschrieben werden können. Für das reduzierte System wird eine phasen- und ebenenübergreifende Zuverlässigkeitstestplanung durchgeführt. Ziel ist es, eine Reduktion des notwendigen Stichprobenumfangs an Gesamtsystemen zu erreichen, wozu Ergeb-

nisse aus Zuverlässigkeitstests der Komponentenebene auf der Gesamtsystemebene berücksichtigt werden.

3.3.3 Beanspruchungsmatrix

In der Beanspruchungsmatrix nach Tabelle 3.2 werden für den aus der Zuverlässigkeitsanalyse definierten Erprobungsumfang die auftretenden Belastungen und Beanspruchungen für die zugehörigen kritischen Ausfallmechanismen im Betrieb zusammengestellt [25][35]. Die Kenntnis der Beanspruchung der Komponenten und des Getriebes ist eine wesentliche Voraussetzung für die Anwendung von quantitativen Zuverlässigkeitstestmethoden und zudem unentbehrlich für die Festlegung von Randbedingungen, wie etwa Raffung und Testzeit.

Tabelle 3.2: Beanspruchungsmatrix

	Erprobungsumfang									
	Komponenten			Baugruppen			Getriebe	reduziertes Getriebe		
	Komp. 1	Komp. 2	…	Baugr. 1	Baugr. 2	..		Komp. 1	Baugr. 1	…
Belastung										
Drehmoment										
Kräfte										
Druck										
Vibration										
Temperatur										
….										
Lastkollektiv										
95%-Kundenprofil										
Streuung im Feldeinsatz										
Thermische Beanspruchung										
…										
Raffungsmodelle										
Wöhlermodell										
Arrheniusmodell										
…										
Erprobungskollektiv										
Temperaturwechsel										
Druckpulsation										
Drehmoment										
…										

Die auftretenden Belastungen und Beanspruchungskollektive werden auf die geforderte Lebensdauer, eine definierte Kilometerlaufleistung oder Betriebszeit in Stunden bezogen. Besonderes Augenmerk muss auf die jeweiligen kritischen Ausfallmechanismen und den Zusammenhang zwischen Beanspruchung und Beanspruchbarkeit gelegt werden. Speziell für mechanische Komponenten muss berücksichtigt werden, ob eine zeitfeste, betriebsfeste oder dauerfeste Auslegung vorliegt, Bild 3.5.

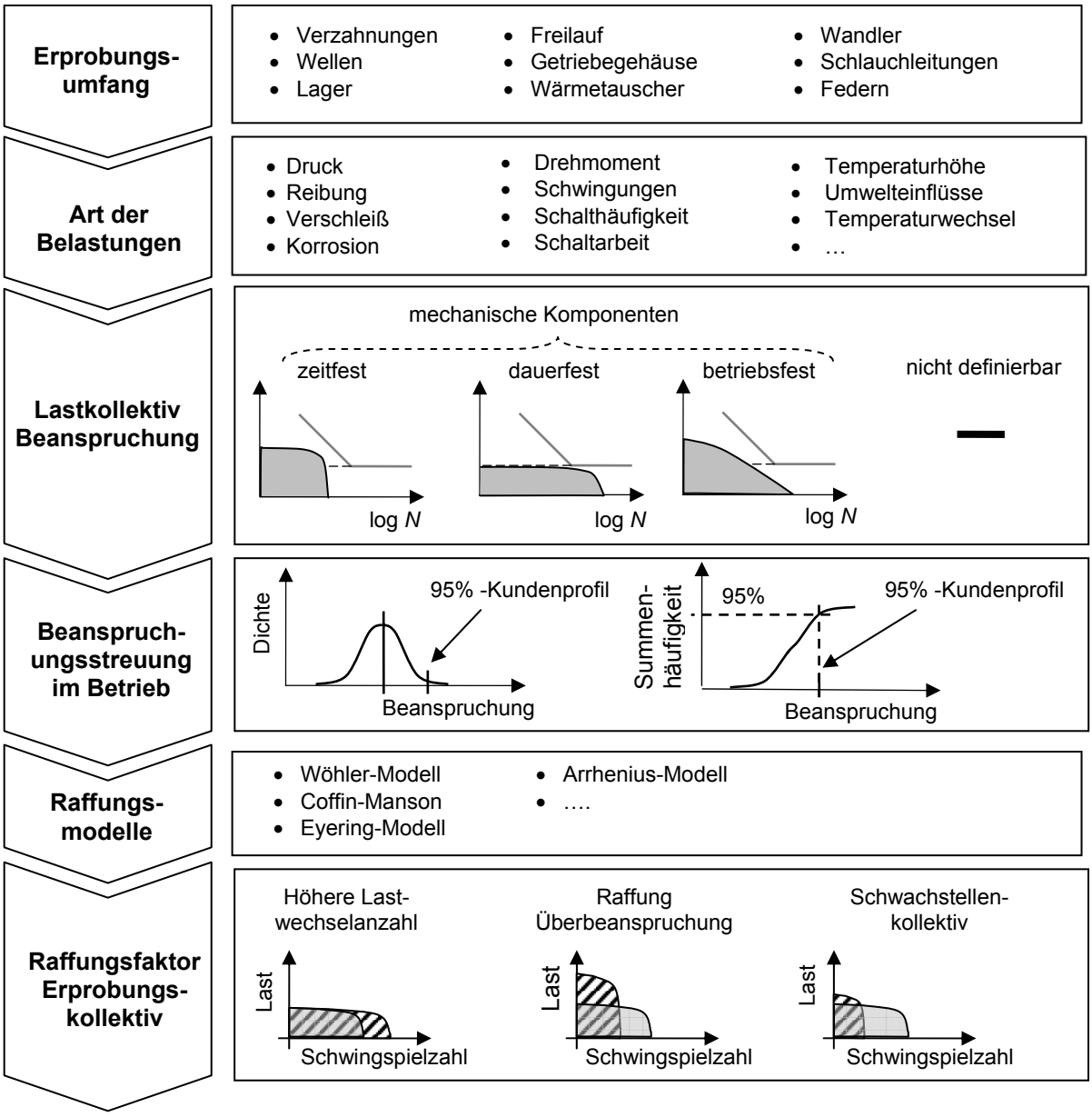


Bild 3.5: Beanspruchungsstreuung und Ableitung von repräsentativen Erprobungsbeanspruchungen

Unterschiedliche Einsatzbedingungen der Getriebe im Betrieb, bedingt durch die Variantenvielfalt verschiedenster Strecken- und Fahrzeugkonfigurationen, führen zu einer Streuung der Beanspruchung der einzelnen Komponenten. Für die Auslegung und den Zuverlässigkeitsnachweis wird deshalb eine repräsentative Beanspruchungshöhe zugrunde gelegt, die einen definierten Anteil aller auftretenden Beanspruchungen und damit Einsatzfälle abdeckt [40]. Definitionsgemäß soll hier der 95%-Summenhäufigkeitswert der Feldbeanspruchung verwendet werden, der 95% aller Einsatzfälle bei

Kunden abdeckt. Spätere Zuverlässigkeitsforderungen werden ebenfalls auf den 95% Summenhäufigkeitswert der Feldbeanspruchung bezogen. Die Angabe der Beanspruchungsstreuung im Betrieb ermöglicht darüber hinaus die Berechnung des Zuverlässigkeitspotentials für eine Beanspruchung im Feldeinsatz. Im nächsten Schritt müssen Raffungsmodelle angegeben werden, um die Beanspruchungen des 95%-Betriebskollektives durch ein zeitlich verkürztes und realisierbares Erprobungskollektiv abzubilden. Dies kann durch Omission [13], das Weglassen nicht schädigender Kollektivanteile, oder durch eine gezielte Überbeanspruchung erfolgen. Diese Prüfzeitverkürzung wird dann durch einen Raffungsfaktor charakterisiert. Modelle und Methoden, die eine Charakterisierung der Raffung zur Prüfzeitverkürzung ermöglichen, sind zum Beispiel, das Arrhenius-Modell für Temperaturbeanspruchungen, das Eyering Modell für Temperatur- und Feuchtebeanspruchungen, das Wöhler Modell für mechanische Beanspruchungen und das Coffin-Manson Modell für Temperaturwechselbeanspruchungen. Mittels dieser Modelle lassen sich Raffungsfaktoren berechnen, die im Rahmen der Methoden der Zuverlässigkeitstestplanung zur Festlegung der Prüfzeit und des Stichprobenumfangs verwendet werden.

3.3.4 Erprobungsmethoden

Erprobungsmethoden werden nach der Art der Zuverlässigkeitsaussage systematisch in qualitative und quantitative Erprobungsmethoden gegliedert. Quantitative Erprobungsmethoden werden bezüglich einer attributiven oder variablen Planung und Auswertung von Zuverlässigkeitstests, abhängig von der Art des ausgewerteten Merkmals, unterschieden, Tabelle 3.3.

Tabelle 3.3: Einteilung in quantitative Erprobungsmethoden

	Erprobungsmethode	Attributive Planung und Auswertung	Variable Planung und Auswertung
Quantitative Zuverlässigkeitsaussage	Randbedingungen	Success Run	Vollständiger Test -End of Life Test
		Ausfallzensierung	
		Zeitzensierung	
		Bayes-Statistik / Integration von Vorkenntnis	
	Merkmal	Anzahl - ausgefallene Prüflinge - nicht ausgefallene Prüflinge	Prüfzeit - ausgefallene Prüflinge - nicht ausgefallene Prüflinge
	Quantifizierung der Raffung	Raffungsfaktor	Raffungsfaktor
		Lebensdauerverhältnis	
	Randbedingungen	Zuverlässigkeitsforderung	
		Aussagewahrscheinlichkeit	
		Lebensdauerforderung	
		Ausfallverhalten	
	Erprobungsmethode	Dauerfestigkeitsermittlung	
	Randbedingungen	Lastüberhöhung	Mehrere Lasthorizonte
		Abgrenzungsverfahren	Maximum-Likelihood Methode
		Treppenstufenverfahren	Bayes Statistik / Integration von Vorkenntnissen

Testplanung für Komponenten, Baugruppen und Gesamtgetriebe

Bei der attributiven Planung und Auswertung erfolgt eine reine Unterscheidung hinsichtlich zählbarer Versuchsereignisse. Dies sind z.B. die Anzahl der Ausfälle in einer bestimmten Grundgesamtheit, Anzahl der Brüche und Durchläufer oder eine Gut- bzw. Schlecht-Prüfung. Bei einer definierten Zuverlässigkeitsforderung wird aus einer definierten Stichprobe nur eine maximale Anzahl an Ausfällen während der Testzeit zugelassen, womit die zulässigen Ereignisse schon vor Versuchsbeginn festgelegt sind. Da meist nach einer Success Run Theorie ohne Ausfälle geplant wird oder nur wenige Ausfälle auftreten, erhält man nur eine geringe Information über das Ausfallverhalten. Somit kann die Lebensdauerverteilung nicht ermittelt werden und das Ausfallverhalten muss geschätzt werden oder bekannt sein.

Bei der variablen Planung und Auswertung wird als Merkmal die Testzeit, also ein messbares Merkmal der ausgefallenen und der nicht ausgefallenen Prüflinge betrachtet. Beispiel hierzu ist ein unzensierter Lebensdauertest bei dem alle Teile bis zum Ausfall geprüft werden. Gemessen werden kann hierbei bei jedem geprüften Teil die Zeit bis zum Ausfall, also die Lebensdauer. Dies ermöglicht es die Lebensdauerverteilung zu bestimmen, was zu einem höheren Informationsgehalt führt, jedoch auch eine höhere Prüfzeit erfordert.

Bei beiden Ansätzen, variabler oder attributiver Planung und Auswertung, ist es möglich, eine Erprobung unter gerafften Versuchsbedingungen mittels eines Raffungsfaktors zu beschreiben. Als Randbedingungen müssen die nachzuweisende Zuverlässigkeit bei der geforderten Lebensdauer, die entsprechende Aussagewahrscheinlichkeit und das Ausfallverhalten berücksichtigt werden.

Einen weiteren Fall der Erprobungen mit quantitativer Zuverlässigkeitsaussage nehmen Versuche zur Bestimmung der Dauerfestigkeit mechanischer Komponenten ein. Hierbei werden Versuche bis zu einer definierten Lastwechselzahl, die den Beginn der Dauerfestigkeit beschreibt, durchgeführt und nur das Ereignis Ausfall oder nicht Ausfall auf einem bestimmten Lasthorizont analysiert.

Normalerweise stehen schon zu Beginn einer Erprobung von Bauteilen Vorkenntnisse über die Zuverlässigkeit in Form einer Betriebsfestigkeitsrechnung, Fehlerratenschätzung aus einer FMEA oder von Vorgängerprodukten zur Verfügung. Diese Vorkenntnisse können dazu verwendet werden, den notwendigen Erprobungsumfang zu reduzieren. Dies wird über die Bayes-Statistik ermöglicht.

Qualitative Zuverlässigkeitstests ermöglichen keine zahlenmäßige Quantifizierung der Versuchsergebnisse und müssen aus dem sogenannten Ingenieur „Know-how“ oder aus Erfahrungswissen für jeden spezifischen Anwendungsfall abgeleitet werden, Tabelle 3.4. Das Ziel von qualitativen Zuverlässigkeitstests ist meist das erfolgreiche Durchlaufen einer Erprobung. Qualitative Erprobungen ermöglichen nur eine Aussage bezüglich des Erreichens bzw. Nicht-Erreichens eines Vorgabewertes, womit zwischen einem erfolgreichen Testlauf, der die Zielvorgaben erreicht, bzw. einem nicht erfolgreichen Testlauf, der die Vorgaben nicht erreicht, unterschieden wird. Aus qualitativen Merkmalen und Erprobungen lassen sich keine zahlenmäßig definierten Zuverlässigkeitsaussagen für eine definierte Lebensdauer ableiten.

Tabelle 3.4: Qualitative Erprobungsmethoden

	Erprobungsmethode Attributive und variable Merkmale	
Qualitative Zuverlässigkeitsaussage	Schwachstellenanalyse	Mangelschmierungstest
	Überlastversuche	Umweltsimulation
	Missbrauchstest	Verschleißversuche
	Step/Stress Tests [45][46]	Burn In
	Korrosionsversuche[74]	HASS, Halt
	Rütteltest	Vibrationstest
	Design of Experiments	Environmental Stress Screening[7][41]-[44]
	Feuchtetest	Locativerfahren
	EMV Tests	…

Testplanung für das reduzierte System

Das reduzierte System stellt eine Besonderheit im Erprobungsprozess dar. Dieses umfasst kritische Komponenten, die durch quantitative Zuverlässigkeitsmethoden beschrieben werden können. Für diese Komponenten stehen im Verlauf des Erprobungsprozesses vor der Gesamtsystemerprobung Informationen aus der Komponentenerprobung zur Verfügung, Bild 3.6.

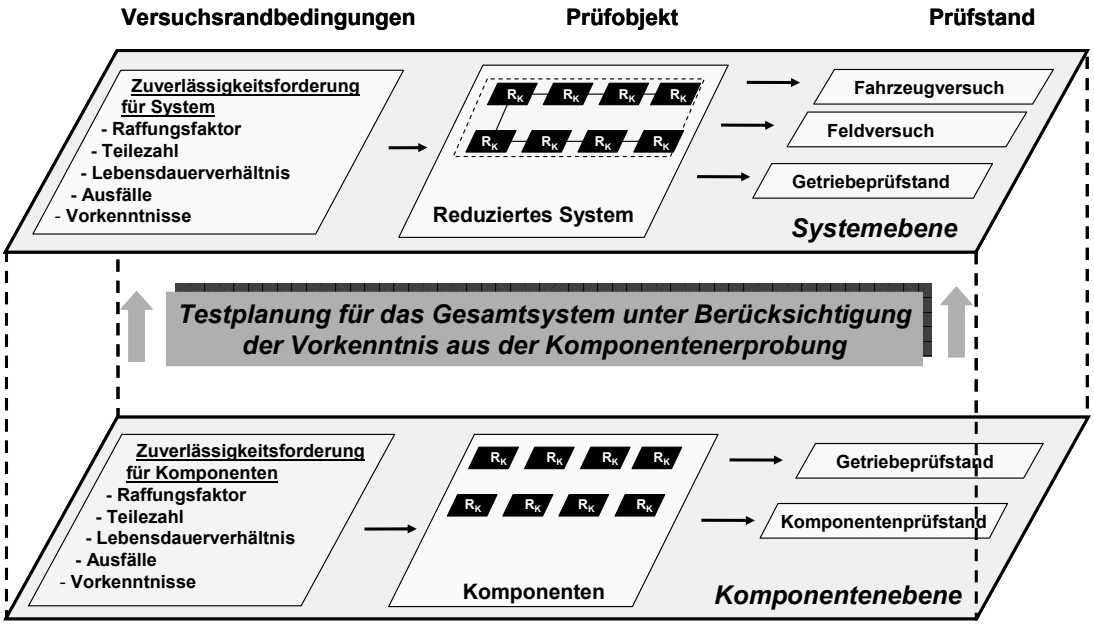


Bild 3.6: Nutzungen von Ergebnissen der Komponentenebene bei Systemtests

Diese Vorinformationen aus der Komponentenebene werden dazu verwendet, den notwendigen Stichprobenumfang auf der Systemebene zu reduzieren oder eine verbesserte Zuverlässigkeitsaussage bei der Gesamtsystemerprobung abzuleiten. Das betrachtete reduzierte System wird im Verlauf des Erprobungsprozesses durchgängig mit quantitativen Erprobungsmethoden beschrieben. Somit können gezielt Ergebnisse über die Zuverlässigkeit aus der Komponentenerprobung in die Gesamtgetriebeerprobung eingebracht werden. Dies reduziert den notwendigen Stichprobenumfang und führt

somit zu einem geringeren Erprobungsaufwand und damit zu geringeren Erprobungskosten.

3.3.5 Erprobungsmatrix

Die Erprobungsmatrix, Tabelle 3.5, umfasst alle im Rahmen von Entwicklungs- und Prototypentests, Vorserien- und Fertigungstests sowie Feldtests durchzuführenden Erprobungstätigkeiten und stellt damit einen Erprobungsplan für das Getriebe dar. Darüber hinaus werden alle notwendigen Informationen aufgeführt, aus denen die Randbedingungen der Erprobungen sowie der zeitliche und örtliche Erprobungsablauf ersichtlich werden. Diese Informationen hinsichtlich der durchzuführenden Erprobungstätigkeiten beziehen sich gezielt auf den aus der Zuverlässigkeitsanalyse resultierenden Erprobungsumfang an Komponenten, Baugruppen, des reduzierten Systems sowie des Gesamtgetriebes. Die Erprobungsmatrix ist somit eine transparente Darstellung aller durchgeführten, aktuellen und geplanten Erprobungen.

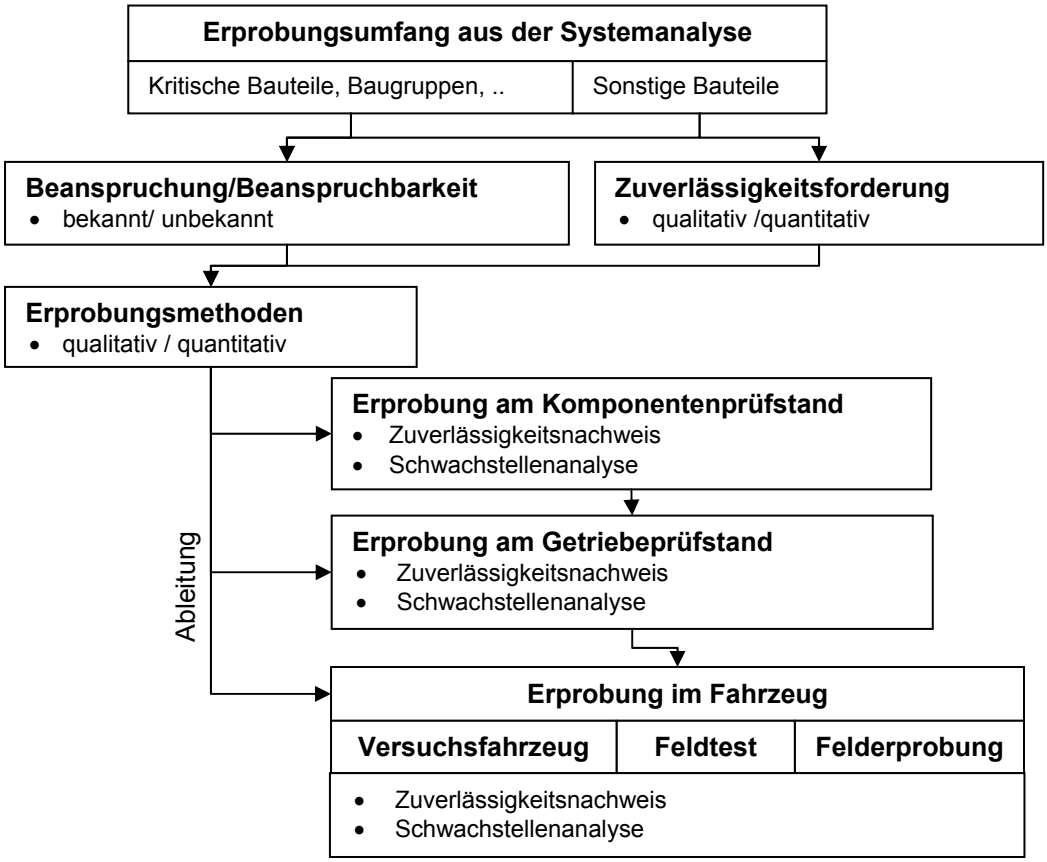


Bild 3.7: Ablauf zur Definition der Randbedingungen der Erprobungsmatrix

Für diesen Erprobungsumfang werden gezielt die Informationen der Beanspruchungsmatrix, der anzuwendenden Erprobungsmethoden, die geforderten Zuverlässigkeitsziele sowie der Einsatz von Betriebsdaten zusammengeführt. Zu berücksichtigen ist, ob Vorkenntnisse aus Vorgängerprodukten, vorangegangenen Erprobungen oder aus Ergebnissen der Zuverlässigkeitsanalyse eingebracht werden können, um den notwendigen Stichprobenumfang in der jeweiligen Erprobungsphase zu reduzieren. Der Ablauf zur Erstellung der Erprobungsmatrix wird aus Bild 3.7 ersichtlich. Für den aus der Zu-

verlässigkeitsanalyse resultierenden Erprobungsumfang müssen die Ergebnisse der Beanspruchungsmatrix eingebracht werden.

Tabelle 3.5: Erprobungsmatrix

				Beanspruchungen					Erprobungsmethoden, Zuverlässigkeitsziele, …							Betriebs-daten		
	Erprobungs-umfang aus der Systemanalyse		Prüfstand	95%-Kundenprofil	Beanspruchungsstreuung	Erprobungskollektiv	Raffungsfaktor	…	Erprobungsmethode	Zuverlässigkeitsziele	Schwachstellenanalyse	Aussagewahrscheinlichkeit	Stichprobenumfang	Raffungsfaktor	…	Lastkollektive	Online Monitoring	Zuverlässigkeitsprognose
Entwicklungs-/ Prototypenversuche	Komponenten	Komponente 1	Komponenten-prüfstand															
		…																
		Komponente 1	Getriebe-prüfstand															
		…																
		Komponente 1	Fahrzeug-versuche															
		…																
	Baugruppen	Baugruppe 1	Komponenten-prüfstand															
		…																
		Baugruppe 1	Getriebe-prüfstand															
		…																
		Baugruppe 1	Fahrzeug-versuche															
		…																
	Getriebe	Getriebe 1	Getriebe-prüfstand															
		…																
		Getriebe 1	Fahrzeug-versuche															
		…																
Vorserien-Fertigungstest	Komponenten	Komponente 1	Komponenten-prüfstand															
		…																
		Komponente 1	Getriebe-prüfstand															
		…																
		Komponente 1	Fahrzeug-versuche															
		…																
	Baugruppen	Baugruppe 1	Komponenten-prüfstand															
		…																
		Baugruppe 1	Getriebe-prüfstand															
		…																
		Baugruppe 1	Fahrzeug-versuche															
		…																
	Getriebe	Getriebe 1	Getriebe-prüfstand															
		Getriebe 1	Fahrzeug-versuche															
		…																

Hierbei ist insbesondere zu berücksichtigen, ob die Beanspruchung und die Beanspruchbarkeit bekannt oder unbekannt sind, ob je nach Risikoklasse eine quantitative oder qualitative Zuverlässigkeitsforderung abzuleiten ist und mittels welcher Erprobungsmethode diese Zuverlässigkeitsforderung nachgewiesen werden kann.

Insbesondere für das reduzierte System wird somit die Möglichkeit gegeben, gezielt für ausgewählte kritische Komponenten eine Erprobungsstruktur zu implementieren, die Vorkenntnisse aus der Komponentenerprobung bis hin zur Testplanung für das Gesamtsystem berücksichtigt, Bild 3.7. Die Erprobungstätigkeiten sind entsprechend dem Entwicklungsablauf am Komponentenprüfstand, Getriebeprüfstand und im Fahrzeug einzuplanen. Erprobungen von Bauteilen am Komponentenprüfstand und Getriebeprüfstand stellen aus Kostengründen eine Voraussetzung für die Erprobung im Fahrzeug dar.

Erprobungen am Komponentenprüfstand

Die Erprobung am Komponentenprüfstand bietet die Möglichkeit durch Raffung der Beanspruchung über eine kurze Zeitdauer eine repräsentative Betriebsbelastung auf eine größere Stückzahl an Komponenten aufzubringen. Dadurch kann in relativ kurzer Zeit die gleiche oder eine höhere Schädigung erreicht werden und eine hohe Zuverlässigkeitsaussage abgeleitet werden. Nachteilig bei der Erprobung am Komponentenprüfstand ist, dass zusätzlich im Betrieb auftretende Belastungsparameter oder Randbedingungen nicht abgebildet werden können. Meist werden nicht alle, sondern nur die kritischen Komponenten auf Komponentenprüfständen erprobt.

Erprobungen am Getriebeprüfstand

Erprobungen am Getriebeprüfstand dienen dazu, gezielt kritische Komponenten im Getriebesystem unter dem Einfluss aller Randbedingungen zu erproben. Hierbei können Raffungen gezielt aufgebracht werden. Nachteil der Erprobung am Getriebeprüfstand ist die geringe Stückzahl, die unter Berücksichtigung der zeitlichen Randbedingungen erprobt werden können. Weiterhin dienen die Erprobungen am Getriebeprüfstand zur Schwachstellenanalyse, in denen alle Bauteile höchsten Belastungen unter ungünstigen Betriebsbedingungen ausgesetzt werden.

Erprobungen im Fahrzeug

Erprobungen im Fahrzeug haben einen relativ hohen Realitätsgrad bezüglich der auftretenden Belastungen. Problematisch ist jedoch, dass die Möglichkeiten der gezielten Überbeanspruchung und somit zeitlichen Raffung der Erprobung von Komponenten oder Baugruppen größtenteils verloren gehen. Zudem lassen sich die geforderten Lebensdauern im Rahmen von Erprobungen im Fahrzeug nicht erreichen. Erprobungen im Fahrzeug werden hinsichtlich der Durchführung im Entwicklungsprozess weiter untergliedert in Versuchsfahrzeugtests, Feldtests und Felderprobungen.

Versuchsfahrzeugtest

Zunächst werden in Versuchsfahrzeugen die Getriebe im Rahmen der Funktionserprobung mit zunehmender Serienreife gegebenenfalls unter hoher Belastung über definierte Fahrstrecken betrieben und danach auf Schäden hin untersucht. Da aber in der Regel Fahrzeuganzahl und zurückgelegte Wegstrecke für Zuverlässigkeitsaussagen nicht ausreichend sind, sind die Ergebnisse aus Versuchsfahrten lediglich als Schwachstellenanalyse zu bewerten.

Feldtest

Im Rahmen von Feldtests wird eine Mindestanzahl von seriennah gefertigten Getrieben in ausgesuchten Kundenfahrzeugen und Strecken bis zu einer definierten Kilometerlaufleistung betrieben und periodisch auf Funktionsstörungen und Schäden hin untersucht sowie begleitend durch Betriebsdatenauswertungen analysiert. Treten Schäden oder Funktionsstörungen auf, sind Nachbesserungen und gegebenenfalls erneute Zuverlässigkeitsnachweise erforderlich. Quantitative Zuverlässigkeitsaussagen sind wegen der geringen Fahrzeuganzahl und der geringen Laufleistung meist nicht ableitbar.

Felderprobung

Im Rahmen der Felderprobung wird eine größere Anzahl unter Serienbedingungen gefertigter Getriebe (Vorserie) bei Kunden eingesetzt und periodisch auf Schäden und Funktionsstörungen hin untersucht. Diese Untersuchungen sind durch Betriebsdatenauswertungen zu unterstützen. Neben dem Aufdecken von Schäden und deren Schadensursachen, ist auch die geforderte Zuverlässigkeit von Bauteilen und Baugruppen im Fahrzeugeinsatz nachzuweisen.

3.3.6 Zuverlässigkeitsforderungen

Für den Zuverlässigkeitsnachweis von einzelnen Bauteilen, Baugruppen und dem Gesamtgetriebe müssen Zielgrößen definiert werden. Dies ist erforderlich, da in Abhängigkeit der Zuverlässigkeitsforderung auch der Prüfaufwand entscheidend beeinflusst wird. Basis für die Zuverlässigkeitstestplanung sind die an die Komponenten und Baugruppen gestellten Anforderungen hinsichtlich Lebensdauer, Zuverlässigkeit und Aussagesicherheit.

Eine hohe Zuverlässigkeitsforderung mit hoher Aussagewahrscheinlichkeit erfordert zwangsläufig einen hohen Zeit- und Kostenaufwand im Versuch. Dies muss in Relation zu verschiedensten Kriterien wie Sicherheitsrisiko, Garantiekosten sowie Kundenunzufriedenheit, die bei Ausfall des Getriebes auftreten, gesehen werden. Um nicht unnötig hohe Zuverlässigkeitsanforderungen zu erfüllen, sollte die Lebensdaueranforderung sinnvollerweise auch von marktüblichen Lebensdauererwartungen abhängig gemacht werden. So wird z.B. an ein Getriebegehäuse eine höhere Lebensdauererwartung gestellt als an eine Lamelle, die als Verschleißteil bei mehrmaligen Überholungen ausgetauscht wird. Zuverlässigkeitsanforderungen an Bauteile sind entsprechend der im Rahmen der Zuverlässigkeitsanalyse durchgeführten Einteilung in Kritikalitätsklassen zu stellen. Diese Einteilung orientiert sich nach Kriterien wie Sicherheitsrisiko, Kosten oder Kundenzufriedenheit. Je nach Kritikalitätsklasse wird eine unterschiedlich hohe Zuverlässigkeitsforderung gestellt.

Zudem ist auch je nach Erprobungsstadium am Komponentenprüfstand, Getriebeprüfstand oder im Fahrzeug eine unterschiedlich hohe Zuverlässigkeitsforderung anzustreben. Zuverlässigkeitsforderungen können nur für Komponenten, Baugruppen oder Getriebe angegeben werden, für die quantitative Erprobungsmethoden angewendet werden können. Für Komponenten die nur qualitativ betrachtet werden, können keine

quantitativen Bewertungsgrößen angegeben werden. In Tabelle 3.6 wird ein Überblick über mögliche Zuverlässigkeitsforderungen und -aussagen gegeben.

Tabelle 3.6: Zuverlässigkeitsforderungen und erreichbare Zuverlässigkeitsaussagen

	Erprobung am Komponenten- und Getriebeprüfstand		Erprobungen im Fahrzeug		
			Versuchsfahrzeugtest	Feldtest	Felderprobung
Beanspruchung/ Beanspruchbarkeit	Beanspruchung und Beanspruchbarkeit sind größtenteils bekannt	Beanspruchung und Beanspruchbarkeit sind nicht ausreichend bekannt	Beanspruchung im Fahrzeug teilweise gezielte Raffung möglich		
Prüfgegenstand	Federn Wellen Lager Verzahnungen Lamellen	Dichtungen Anlaufscheiben Verbindungen Passungen Ventile	Getriebe in Versuchsfahrzeugen	≥ 10 Getriebe in Fahrzeugen seriennah gefertigt	≥ 50 Getriebe in Fahrzeugen (Vorserie)
Prüfverfahren	Quantitative und qualitative Erprobungsmethoden	Schwachstellenanalyse	Schwachstellenanalyse	100.000 km Test	100.000-250.000 km Test
Zuverlässigkeitsnachweis	$R \geq 90\,\%$– $99\,\%$ $P_A \geq 70\%$ - $95\,\%$ je nach Kritikalitätsklasse des Bauteils	in der Regel nicht möglich keine Ausfälle oder Schädigungsanzeichen zulässig	nicht möglich keine Ausfälle oder Schädigungsanzeichen zulässig	nicht möglich keine Ausfälle oder Schädigungsanzeichen zulässig	$R \geq 90\,\%$ $P_A \geq 50\%$ - $80\,\%$ keine Ausfälle oder Schädigungsanzeichen zulässig

Erprobungen am Komponenten- und Getriebeprüfstand

Die Zuverlässigkeitsforderung für eine Erprobung auf Komponentenebene am Komponenten- oder Getriebeprüfstand ist beispielhaft in Tabelle 3.7 zusammengestellt. Je nach Kritikalitätsklasse, abgeleitet aus der Zuverlässigkeitsanalyse, sind unterschiedlich hohe Zuverlässigkeiten und Aussagewahrscheinlichkeiten nachzuweisen.

Tabelle 3.7: Zuverlässigkeitsforderung auf Komponentenebene

	Kritikalitätsklasse		
	A	B	C
Zuverlässigkeit	99%	95 %	90 %
Aussagewahrscheinlichkeit	95 %	70 %	70 %
Mindest Probenanzahl	>4	>4	>2

Erprobungen im Fahrzeug

Im Rahmen der Felderprobung für das Gesamtgetriebe im Fahrzeug, wird aufgrund der reduzierten Raffungsmöglichkeiten, geringerer Prüfzeiten und des meist nur geringen zur Verfügung stehenden Stichprobenumfangs eine niedrigere Zuverlässigkeitsforderung gestellt, Tabelle 3.8. Höhere Zuverlässigkeitsforderungen sind nicht realitätsnah, da sich auch aufgrund der in der Felderprobung begrenzten Laufleistungen der Fahrzeuge und des begrenzten Umfangs an Fahrzeugen ohnehin schon eine lange Nachweisphase ergibt.

Tabelle 3.8: Zuverlässigkeitsforderung für Felderprobung

	Gesamtgetriebe	Reduziertes System
Zuverlässigkeit	90%	90%
Aussagewahrscheinlichkeit	50 %	80%
Mindest Probenanzahl	50	>2

3.3.7 Einbindung von Betriebsdaten

Betriebsdaten werden mit Beginn der Erprobung im Fahrzeug sowie im Rahmen der gezielten Felderprobung der ersten Seriengetriebe aufgezeichnet. Betriebsdaten umfassen Daten zu Beanspruchungskollektiven, Einschalthäufigkeiten, Fehler- und Betriebszuständen der Getriebe. Im Rahmen der Zuverlässigkeitsanalyse lassen sich aus den Betriebsdaten wesentliche Daten und Kenngrößen ableiten und mit den während des Erprobungsprozesses getroffenen Annahmen abgleichen. Aufgezeichnete Lastkollektive von Komponenten ermöglichen die Beanspruchung mit entsprechender Streuung aus dem Feldeinsatz abzuleiten.

Darüber hinaus ermöglicht die Kenntnis des Lastkollektives einer Komponente, deren aktuelle Zuverlässigkeit zu berechnen. Diese als „Online Reliability Monitoring“ bekannte Methode, ermöglicht bei kritischen Einsatzfällen frühzeitig eine Überbeanspruchung und den daraus resultierenden Zuverlässigkeitsverlust zu erkennen. Darüber hinaus ist es möglich, mittels eines aufgezeichneten historischen Beanspruchungsverlaufes eine Prognose für den Zuverlässigkeitsverlauf unter ähnlichen Einsatzbedingungen abzuleiten.

3.3.8 Handlungsweisen

Aus dem beschriebenen Erprobungsprozess und den Ergebnissen der entsprechend der Erprobungsmatrix durchgeführten Versuche leiten sich Handlungsweisen ab, die zu Korrekturmaßnahmen, Freigaben oder zur Dokumentation des aktuellen Erprobungsstandes führen. Werden die in der Erprobungsmatrix definierten Zuverlässigkeitsziele im Rahmen der Erprobung nicht erreicht, müssen Korrekturmaßnahmen eingeleitet werden, um die Fehlerursache bei der Wiederholung der Erprobung auszuschließen. Werden die geforderten Zuverlässigkeitsziele erreicht, führt dies zu einer Freigabe der Komponenten für die Serie.

4 Belastungsermittlung und Raffung

Mechanisch leistungsführende Komponenten des Antriebsstrangs werden abhängig von der auftretenden und der ertragbaren Beanspruchung statisch, zeitfest, betriebsfest oder dauerfest beansprucht [13], Bild 4.1. Wesentlichen Einfluss auf diese Beanspruchungsfälle hat die Auslegung der Komponenten. Eine zeitfeste und betriebsfeste Auslegung führt zu einer endlichen Lebensdauer der Komponente im Betrieb. Liegt die Beanspruchung unterhalb der Dauerfestigkeitsgrenze, wird bei bestimmten mechanischen Bauteilen und Werkstoffen davon ausgegangen, dass diese Belastung, unabhängig von der Lastwechselzahl, mit einer bestimmten Ausfallwahrscheinlichkeit, quasi unendlich oft ertragen werden kann. Neuere Untersuchungen dieser Thematik stellen jedoch das Vorhandensein einer Dauerfestigkeitsgrenze, vor allem bei Aluminium, in Frage [131][132].

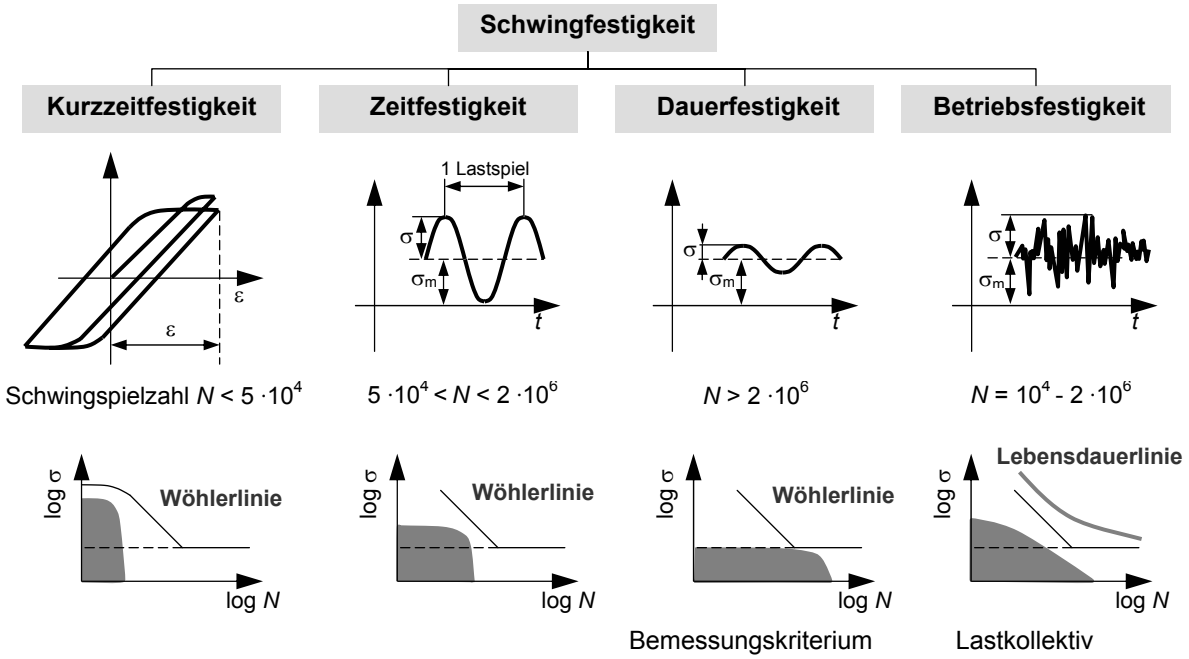


Bild 4.1: Auslegung mechanischer Komponenten [13]

Abhängig vom jeweiligen Beanspruchungsfall leiten sich unter Berücksichtigung der Streuung der Beanspruchung im Feldeinsatz die Methoden für den Zuverlässigkeitsnachweis ab. Für die betriebsfeste und zeitfeste Beanspruchung kann der Zuverlässigkeitsnachweis mittels Raffungsfaktoren über die Methoden der Schadensakkumulationsrechnung erfolgen [51]. Für dauerfest beanspruchte Komponenten muss die Dauerfestigkeitsgrenze [106] ermittelt werden, womit der Nachweis der Zuverlässigkeit bzw. Ausfallwahrscheinlichkeit für die maximal auftretende Betriebsbeanspruchung geführt wird.

4.1 Qualität von Lastkollektiven

Lastkollektive stellen die Beanspruchung der Getriebekomponenten für eine definierte Laufleistung oder einen definierten Zeitraum dar. Informationsquellen für Lastkollektive sind vielfältig [1], Bild 4.2. Hierbei müssen repräsentative und realistische Lastkollektive für den Betriebseinsatz der Getriebe ermittelt werden, die einen definierten Einsatzanteil im Feld abdecken [40]. Die Fahrsimulation von Lastkollektiven und die Messung von Lastkollektiven auf Teststrecken oder bei Kunden bilden die Basis zur Ermittlung repräsentativer Lastkollektive [57][59].

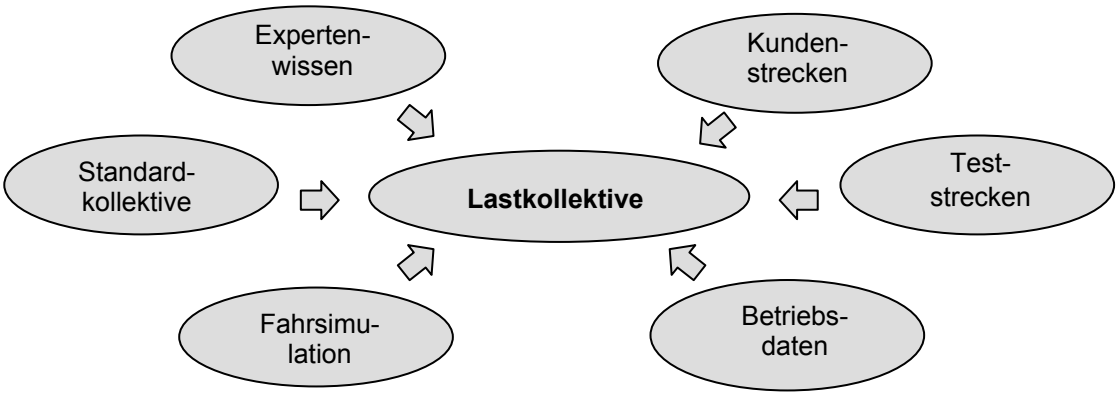


Bild 4.2: Informationsquellen für Lastkollektive

Die über einen kurzen Betriebszeitraum ermittelten Kollektive werden auf die entsprechende Betriebslebensdauer extrapoliert. Die Aufnahme von Lastkollektiven über einen längeren Zeitraum ermöglicht eine Betriebsdatenerfassung, womit realitätsnahe Lastkollektive im Kundenbetrieb erhalten werden können.

Lastkollektive aus Messungen beim Kunden

Messungen der Belastung oder Beanspruchung im Fahrbetrieb ermöglichen eine realitätsgetreue Aufnahme von Beanspruchungskollektiven. Diese können beim Kunden im normalen Fahrbetrieb auf öffentlichen Straßen durchgeführt werden [60][61]. Allerdings sind diese Messungen sehr aufwendig und können nicht über eine Vielzahl von verschiedenen Einsatzcharakteristiken durchgeführt werden.

Lastkollektive aus Betriebsdaten

Der Vorteil von Betriebsdaten ist, dass Lastkollektive über einen relativ langen Zeitraum aufgenommen und analysiert werden können. Zudem kann eine Vielzahl von Datensätzen ausgewertet werden, wodurch die Beanspruchungsstreuung angegeben werden kann. Nachteilig ist, dass Betriebsdaten meist erst nach dem Einsatz der Getriebe beim Kunden vorliegen. Deshalb können Lastkollektive oder Beanspruchungsstreuungen aus Betriebsdaten nur eingeschränkt im Vorfeld einer Entwicklung herangezogen werden, und erst bei Änderungskonstruktionen oder zum Abgleich der Lastkollektive in der Entwicklungsphase der nächsten Generation eingesetzt werden. Bestimmte Daten wie Schalthäufigkeiten, Durchschnittsgeschwindigkeiten usw. lassen sich jedoch auch für Neuentwicklungen nutzen.

Lastkollektive aus Fahrsimulationen

Die Simulation von Lastkollektiven ist eine schnelle und kostengünstige Alternative zu den zeitaufwendigen Messungen bei Kunden [52][58][62]. Sie stehen relativ früh im Entwicklungsprozess zur Verfügung und werden im Rahmen der Auslegung und Definition von Prüfkollektiven verwendet [60]. Berücksichtigt werden muss allerdings die mögliche Unschärfe von Simulationsprogrammen und ein Realitätsverlust, da bei der Simulation nicht alle real auftretenden Ereignisse und Belastungen berücksichtigt werden können.

Lastkollektive aus Teststreckenkollektiven

Oft werden Prüfkollektive von definierten Teststrecken als kundenrelevant vorgeschrieben. Diese Teststrecken decken meist alle Einsatzprofile aus dem Kundeneinsatz ab und können somit als repräsentativ herangezogen werden.

Lastkollektive aus Standard- und Normkollektiven

Eine weitere Möglichkeit der Ableitung der nachzuweisenden Beanspruchung bilden Standardkollektive [21]. Hierzu wird von einer maximalen Beanspruchung, z.B. über ein normalverteiltes Kollektiv, auf niedere Beanspruchungen geschlossen.

Lastkollektive aus Erfahrungs- und Expertenwissen

Das Einsatzprofil wird aus Erfahrungswissen des Ingenieurs geschätzt oder anhand von Kundenumfragen über den normalen Einsatz gebildet. Der Genauigkeitsgrad von Lastkollektiven aus Erfahrungswissen kann zum Teil deutlich von den realen Zusammenhängen abweichen.

4.2 Nachzuweisende Beanspruchung und Beanspruchungsverteilung

Durch die verschiedenen Einsatzbedingungen der Getriebe im Feld werden diese unterschiedlich hoch beansprucht, wodurch sich unterschiedlichste Lastkollektive für jede Getriebekomponente im Feld ergeben [53][54]. Diese unterschiedlich hohen Beanspruchungen der Komponenten führen zu einer Beanspruchungsstreuung, die durch eine Beanspruchungsverteilung beschrieben werden kann [55]. In Bild 4.3 ist exemplarisch eine Beanspruchungsverteilung dargestellt, die sich auf ein beliebiges Merkmal bezieht. Dieses Merkmal kann z.B. die Schädigung D mechanischer Komponenten, Anzahl der Lastwechsel LW oder die Einschalthäufigkeit eines Ventils sein.

Als Basis für den Zuverlässigkeitsnachweis der Komponente muss eine Beanspruchungshöhe definiert werden, die im Zuverlässigkeitstest nachgewiesen werden soll. Definitionsgemäß wird hierzu der 95%-Wert der Beanspruchungsverteilung verwendet, der somit dem 95% Kundenkollektiv entspricht und alle geringeren Beanspruchungen im Feldeinsatz abdeckt [40][52]. Somit wird ein repräsentatives Lastkollektiv definiert, welches diesem 95%-Beanspruchungswert entspricht. Darüber hinaus muss die Beanspruchungsverteilung und deren Streuung berücksichtigt werden.

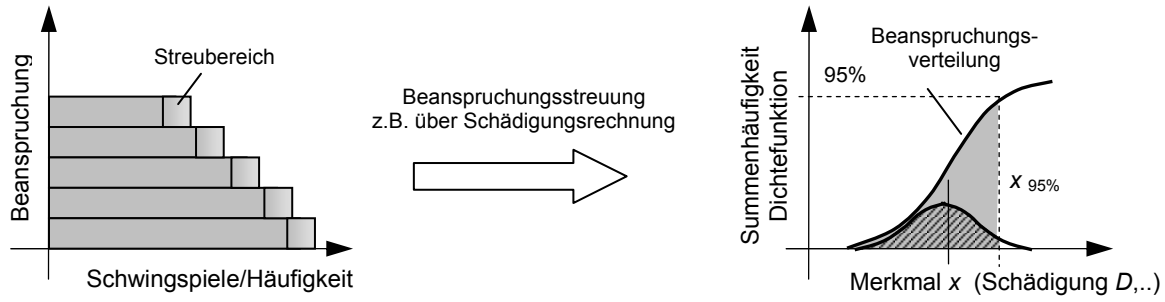


Bild 4.3: Beanspruchungsverteilung von Komponenten im Feldeinsatz

Für Komponenten, die niedriger beansprucht werden, kann aus einem Zuverlässigkeitstest eine entsprechende höhere Zuverlässigkeitsaussage abgeleitet und das Zuverlässigkeitspotential bezüglich der Feldbeanspruchung aller Getriebe gezeigt werden.

4.3 Ermittlung der Beanspruchungsverteilung mittels Fahrsimulation

Die wesentlichsten Einflussfaktoren auf die Belastung eines Stadtbusgetriebes sind sehr vielfältig und unterscheiden sich durch dessen Einsatzcharakteristik deutlich von anderen Nutzfahrzeuggetrieben [51]. Der Fahrzyklus von Stadtbusgetrieben ist durch eine hohe Anfahrhäufigkeit, bedingt durch die Anzahl an Stopps im Verkehr und an Haltestellen sowie eine niedrige Durchschnittsgeschwindigkeit geprägt [56], Bild 4.4.

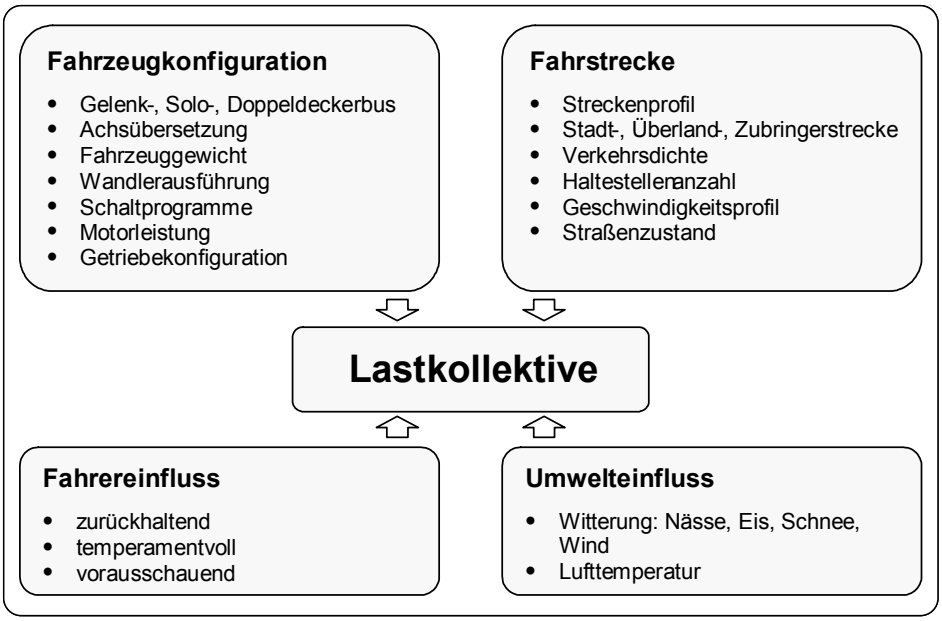


Bild 4.4: Einflussfaktoren auf Lastkollektive [51]

Zudem werden Stadtbusgetriebe in der Regel mit unterschiedlichsten Fahrzeugkonfigurationen auf unterschiedlichsten Fahrstrecken eingesetzt. Aufgrund dieser Vielfalt muss eine Vielzahl von Parametern bei der Simulation von Lastkollektiven berücksichtigt werden. Basis für die Bestimmung der Beanspruchungsverteilung sind Stre-

ckenprofile von verschiedenen charakteristischen Einsatzstrecken, die durch Geschwindigkeits- und Höhenprofile beschrieben werden. Die Streckenprofile werden hinsichtlich ihrer Streckencharakteristik bezüglich Stadtverkehr, Mischverkehr und Überlandverkehr eingeteilt. Diese Streckenprofile dienen als repräsentative Stichprobe der Grundgesamtheit aller Fahrstrecken. Für jede dieser Einsatzarten wird ein repräsentatives Streckenportfolio verwendet, das den Feldeinsatz widerspiegelt.

Der Einfluss signifikanter Einflussparameter auf Lastkollektive eines Lagers wird mittels einer Parameterstudie durch Variation des Fahrzeuggewichtes, des Motormomentes und der Achsübersetzung verdeutlicht, Bild 4.5. Für jede entstehende Kombination werden Fahrsimulationen [134] auf einem Streckenmix mit 20 Strecken durchgeführt und die Streuung der Schädigung für ein Lager des Antriebsstrangs analysiert. Die berechneten Schädigungen werden hierzu auf eine einheitliche Streckenlänge von jeweils 500.000 km bezogen.

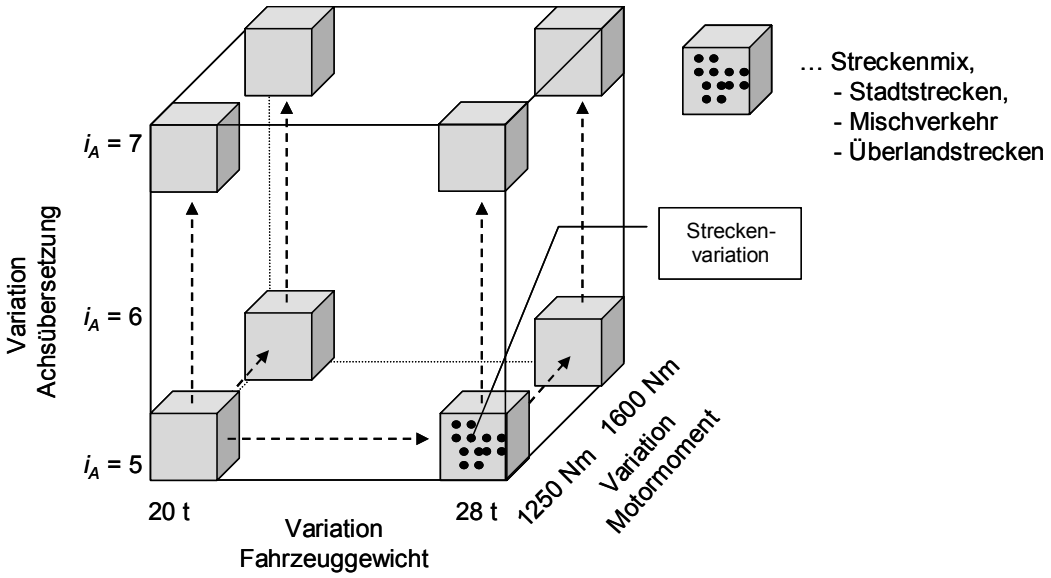


Bild 4.5:Parameterstudien zur Ermittlung der relativen Schädigung über verschiedene Strecken

Die Streuung der Schädigung für das Lager auf 20 verschiedenen Strecken zeigt Bild 4.6 in Abhängigkeit der Parametervariation von Achsübersetzung, Fahrzeuggewicht und Motormoment eines Stadtbusses. Zur Charakterisierung der Streuung der relativen Schädigung werden der Mittelwert und die Standardabweichung der relativen Schädigung herangezogen. Für dieses spezielle Lager des Getriebes sind die Achsübersetzung und das Fahrzeuggewicht schädigender als die Erhöhung des Motormomentes. Aus dieser Darstellung kann jedoch nur die Streuung der Schädigung für eine bestimmte Parametervariation auf dem Streckenmix analysiert werden.

Zur Ermittlung der Beanspruchungsverteilung im Feld muss dass Einsatzprofil und die Einsatzcharakteristik der Getriebe im Betrieb charakterisiert werden [55]. Dies bedeutet, dass Fahrzeug- und Getriebeparameter wie Bustyp, Motormoment, Achsübersetzung, Beladung, etc. sowie die Streckencharakteristiken anteilig eingeschätzt werden müssen. Hierzu können Verkaufstatistiken oder Vertriebsziele herangezogen werden.

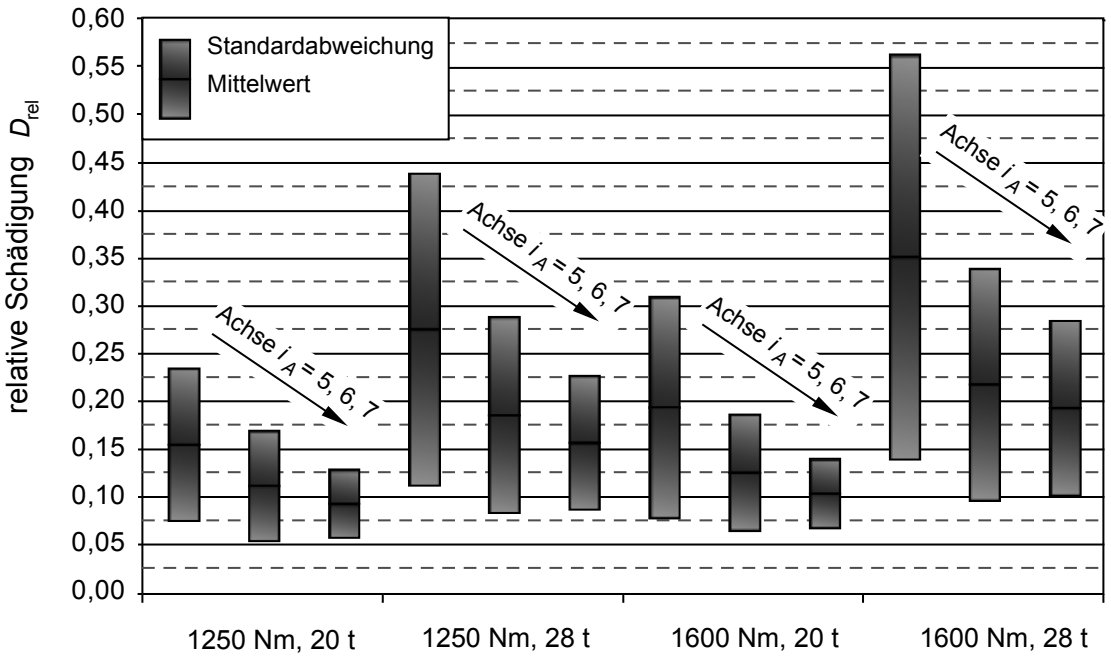


Bild 4.6: Streuung der relativen Schädigung D_{rel} im Streckenmix

Die Vorgehensweise zur Ermittlung der Beanspruchungsverteilung für mechanische Antriebsstrangkomponenten wird in Bild 4.7 veranschaulicht. Ausgehend von den Streckenportfolios werden Simulationen mit unterschiedlichen Fahrzeugkonfigurationen, wie z. B. Fahrzeug- und Motortyp (Motormoment) durchgeführt, die einen wesentlichen Einfluss auf die Lastkollektive und Schädigung der Komponenten haben. Für jede dieser Parameterkombinationen werden Streckensimulationen auf den einzelnen Strecken durchgeführt und streckenspezifische Lastkollektive ermittelt.

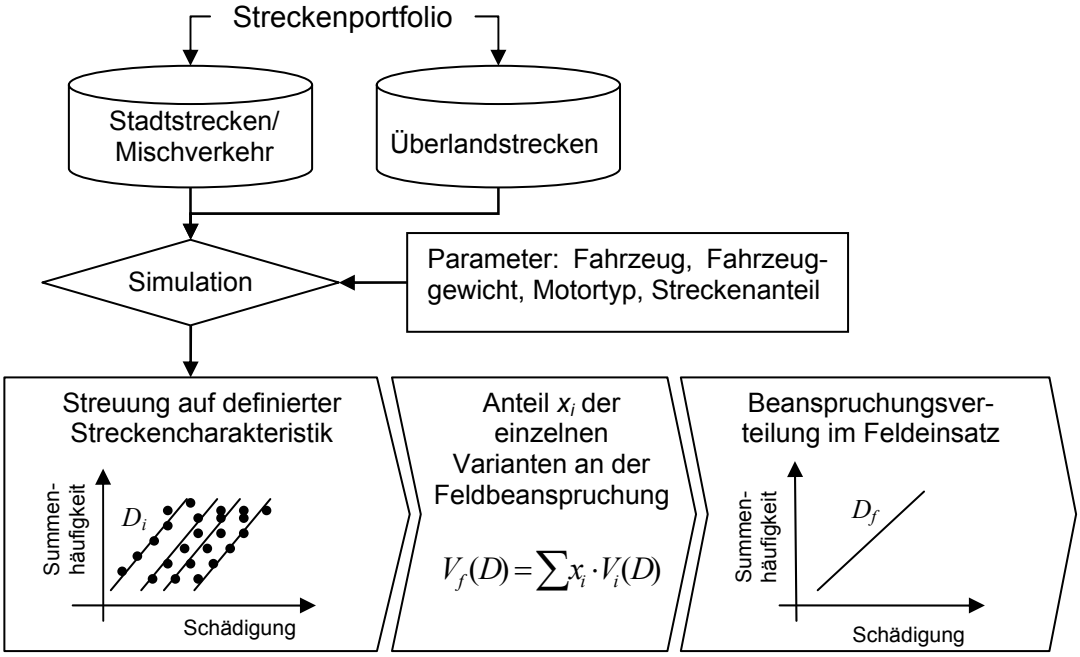


Bild 4.7: Bestimmung der Beanspruchungsverteilung mechanischer Komponenten

Mittels Schadensakkumulationshypothesen wird für jede Parameterkombination die Streuung der Schädigung D auf den Streckencharakteristiken des Streckenportfolios ermittelt. Somit führt jede Parameterkombination zu einer Häufigkeitsverteilung $V_i(D)$. Aus der Vertriebsstatistik von ähnlichen Getrieben oder einer im Rahmen der Entwicklung getroffenen Einschätzung über den zukünftigen Absatz werden die Anteile x_i dieser Parameterkombinationen eingeschätzt. In Tabelle 4.1 ist beispielhaft eine anteilige Aufstellung für die zwei Fahrzeugtypen Solobus und Gelenkbus im Feldeinsatz aufgeführt.

Tabelle 4.1: Anteile x_i zur Bestimmung der Beanspruchungsverteilung

Strecke	Stadt- und Mischverkehrstrecken				Überlandstrecken			
Anteil [%]	80%				20%			
Bustyp	Gelenkbus		Solobus		Gelenkbus		Solobus	
Anteil [%]	40%		60%		20%		80%	
Motortyp	1	2	3	4	1	2	3	4
Anteil [%]	20%	80%	30%	70%	20%	80%	20%	80%
Variante	1	2	3	4	5	6	7	8
Anteil x_i [%]	x_1= 6,4%	x_2= 25,6%	x_3= 14,4%	x_4= 33,6%	x_5= 0,8%	x_6= 3,2%	x_7= 12,8%	x_8= 3,2%

Für die zwei Fahrzeugtypen lassen sich zudem die Anteile von vier unterschiedlichen Motortypen angeben. Darüber hinaus kann eingeschätzt werden, dass diese zwei Fahrzeugvarianten zu jeweils 80 % auf Stadt- bzw. Mischverkehrstrecken und zu 20 % auf Überlandstrecken eingesetzt werden.

Für die Beladung kann auf den einzelnen Strecken die durchschnittliche Gewichtsverteilung von z.B. 60 % Vollbeladen, 30 % Teilbeladen und 10 % Leerfahrt in der Simulation berücksichtigt werden. Daraus lassen sich acht Beanspruchungsverteilungen i=1...8 ableiten, die alle einen Anteil zur Feldbeanspruchungsverteilung beitragen.

Jede einzelne Simulationsvariante führt zu einer Beanspruchungsverteilung $V_i(D)$, die einen definierten Anteil x_i zur gesamten Beanspruchungsverteilung $V_f(D)$ im Feld beiträgt. Die gesamte Beanspruchungsverteilung im Feld berechnet sich durch anteilige Summation der einzelnen Beanspruchungsverteilungen

$$V_f(D) = \sum_{i=1}^{8} x_i \cdot V_i(D). \tag{4.1}$$

Aus der Beanspruchungsverteilung $V_f(D)$ im Feld lässt sich der 95% Summenhäufigkeitswert sowie ein entsprechendes Kollektiv ableiten, welches zu einer entsprechenden Schädigung führt. Dieses Kollektiv wird als repräsentatives Kollektiv mit zugehöriger Schädigung verwendet. In Bild 4.8 sind die Ergebnisse der Streuung der relativen Schädigung der einzelnen Varianten sowie der Feldbeanspruchung dargestellt. Die geringsten Schädigungen und die kleinsten Streuungen treten auf Überlandstrecken auf. Die höchsten Schadenssummen werden bei den Varianten mit Stadt- und Mischverkehrsstrecken erhalten.

Die Streuung der Schädigung der Feldbeanspruchung ist deutlich größer, als bei den zwei maximalen simulierten Varianten der Stadt- und Mischverkehrsstrecken.

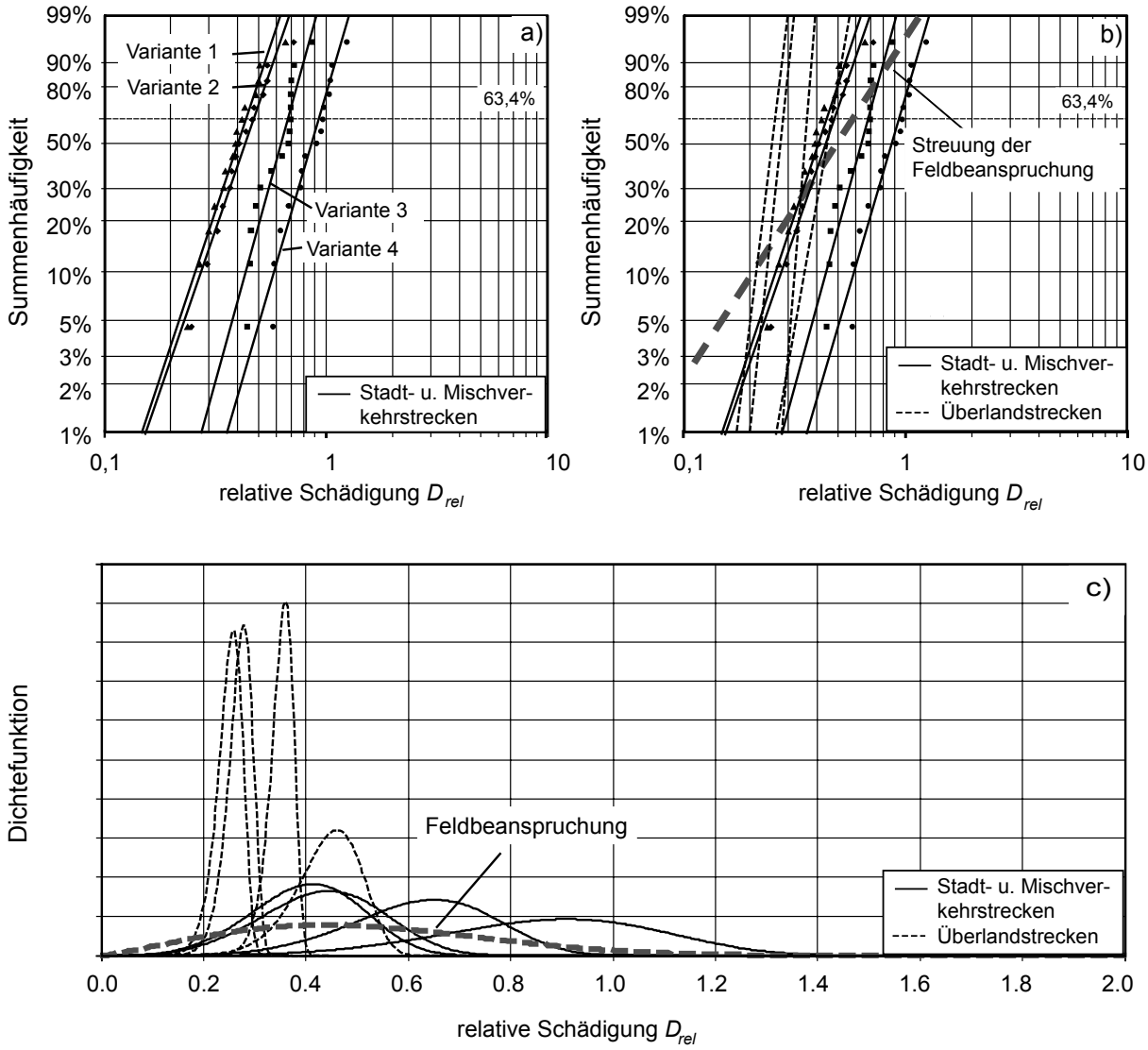


Bild 4.8: Bestimmung der Beanspruchungsverteilung mechanischer Komponenten [55]

4.4 Raffungsmodelle

Aus zeitlichen und finanziellen Gründen wird normalerweise versucht, bei Erprobungen die Prüfzeit zu verkürzen [63]. Neben den üblichen Verfahren, wie Omission und Frequenzerhöhung, wird in der Regel eine Erprobung unter einer höheren Prüfbeanspruchung als im normalen Betriebseinsatz erfolgen [22][23]. Die höhere Beanspruchung führt zu einer höheren Schädigung im Versuch und damit theoretisch zu einem früheren Ausfall. Der Zusammenhang zwischen dem Ausfallverhalten des Bauteils unter zeitraffenden Bedingungen und normalen Betriebsbedingungen ist in Bild 4.9 dargestellt. Hier wird deutlich, dass bei niedrigen Ausfallzeiten ein Ausfall im Versuch wahrscheinlicher ist als im Feld. Um die Testergebnisse eines zeitraffenden Versuchs nutzen zu können, ist es notwendig, die Korrelation zwischen den Versuchsbedingungen und den realen Betriebsbedingungen zu quantifizieren [75][76].

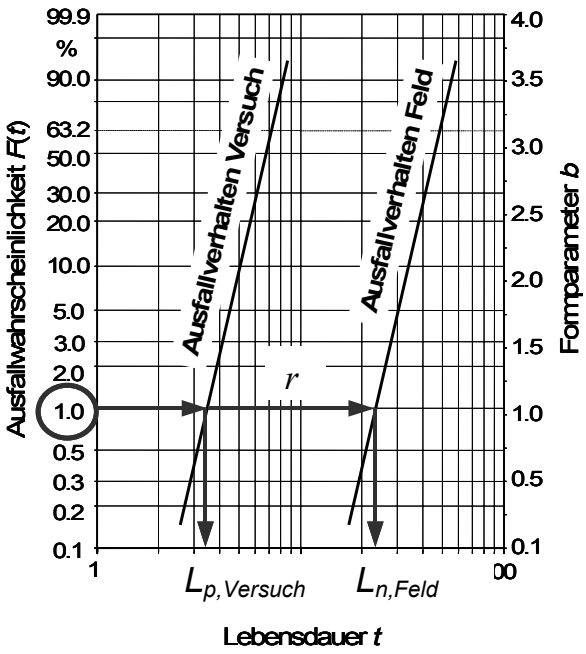


Bild 4.9: Beschreibung des Raffungsfaktors [73]

Dies erfolgt anhand des Raffungsfaktors r. Der Raffungsfaktor r [20] ist definiert als das Verhältnis zwischen der Lebensdauer L_n unter normalen Betriebsbedingungen im Feldeinsatz und der Lebensdauer L_p unter zeitraffenden Prüfbedingungen

$$r = \frac{L_n}{L_p}. \tag{4.2}$$

Dabei wird vorausgesetzt, dass das Ausfallverhalten d.h. der Formparameter b im Feld und im Versuch identisch ist und sich die Lebensdauern L_n und L_p auf die gleiche Ausfallwahrscheinlichkeit beziehen. Besitzt der Raffungsfaktor den Wert eins, handelt es sich um keinen zeitraffenden Versuch, sondern um einen Versuch, der die tatsächlichen Betriebsbedingungen simuliert. Mit der Gleichung der Ausfallrate der Weibullverteilung nach Gl.(2.19) folgt für den Raffungsfaktor in Abhängigkeit des Formparameters b [94]

$$r = \frac{T_n}{T_p} = \left(\frac{t_n}{t_p}\right)^{\frac{1-b}{b}} \cdot \left(\frac{\lambda(t_n)}{\lambda(t_p)}\right)^{\frac{1}{b}}. \tag{4.3}$$

Eine Quantifizierung des Raffungsfaktors wird durch Raffungsmodelle, Vergleich des Ausfallverhaltens im Feld und im Versuch oder firmeninterne Datenbanken möglich. Raffungsmodelle wie das Wöhlermodell unter Berücksichtigung der Schadensakkumulationshypothesen oder das Inverse Power Law [3] ermöglichen eine rechnerische Bestimmung des Raffungsfaktors, wozu keine Ausfalldaten notwendig sind. Der Raffungsfaktor kann auch anhand von Ausfalldaten und einer entsprechenden Felddatenanalyse [47]-[49] bestimmt werden. Hierzu müssen das Ausfallverhalten unter einer definierten Beanspruchung im Versuch und das Ausfallverhalten unter der Betriebsbeanspruchung verglichen werden.

Raffung über das Wöhlermodell

Mechanische Bauteile werden während des Betriebs in der Regel nicht statisch, sondern dynamisch mit meist zeitlich veränderlicher Belastung beansprucht. Die Berechnung des Raffungsfaktors mit einer konstanten Versuchsbelastung ist in diesem Fall nicht mehr möglich. Es ist eine Lebensdauerermittlung mit Hilfe der Schadensakkumulationshypothesen notwendig. Grundlage für eine solche Lebensdauerberechnung bildet die Wöhlerlinie und das definierte nachzuweisende Betriebskollektiv, Bild 4.10.

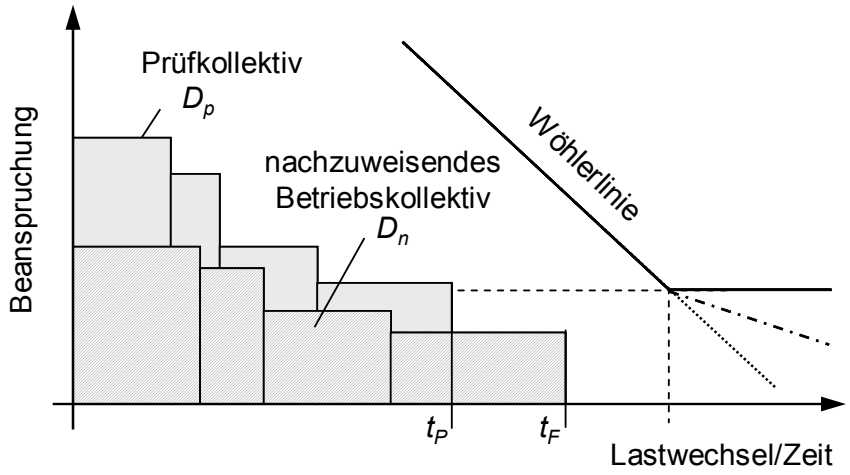


Bild 4.10: Prüfkollektiv und nachzuweisendes Betriebskollektiv

Die theoretisch erreichbaren Lebensdauern L_n und L_p unter Betriebs- und Prüfbeanspruchung können allgemein mittels der verschiedenen Methoden der Betriebsfestigkeitsrechnung, wie etwa der Schadensakkumulationshypothesen [1][13] nach Miner-Original, Miner-Haibach oder Corten-Dolan, ermittelt werden. Gemäß den entsprechenden Schadensakkumulationshypothesen ergibt sich die theoretisch erreichbare Lebensdauer L_n unter Betriebsbeanspruchung und die Lebensdauer L_p unter dem Prüfkollektiv bei Erreichen der Schadenssumme 1 zu

$$L_p = \frac{t_p}{D_p} \quad \text{und} \quad L_n = \frac{t_n}{D_n}. \tag{4.4}$$

Hierzu müssen die Zeitdauern t_p und t_n und die Schadenssummen D_p und D_n des Prüf- und Betriebskollektivs bekannt sein. Für den Raffungsfaktor gilt mit Gl. (4.4)

$$r = \frac{L_n}{L_p} = \frac{t_n}{t_p} \cdot \frac{D_p}{D_n}. \tag{4.5}$$

Wird von einem schadensäquivalenten Prüfkollektiv D_p ausgegangen, das den gleichen Schädigungsinhalt wie das nachzuweisende Betriebskollektiv D_n besitzt, kann der zeitliche Grad der Raffung direkt aus dem Verhältnis von t_n zu t_p angegeben werden,

$$r = \frac{L_n}{L_p} = \frac{t_n}{t_p}. \tag{4.6}$$

Raffung über das Arrhenius Modell

Das Arrhenius Modell ermöglicht die Beschreibung der Reaktionsgeschwindigkeit chemischer Prozesse in Abhängigkeit der Temperatur [3], wird aber häufig auch zur Beschreibung der Zusammenhänge bei dem Ausfallverhalten elektronischer Komponenten verwendet. Das Arrhenius Modell ist somit mit der Ausfallrate $\lambda(t)$ gleichzusetzen [16]

$$\frac{dM}{dt} = A \cdot e^{\frac{-E_a}{k \cdot \vartheta_o}} = \lambda(t). \tag{4.7}$$

Hierbei sind M die Reaktionsmenge, A der unbekannte Beschleunigungsfaktor, E_a die Aktivierungsenergie und k=8,63·10^{-5} eV/K die Boltzmann Konstante. Wird das Ausfallverhalten über eine Temperaturveränderung verschoben, so ergibt sich der Raffungsfaktor in Abhängigkeit der absoluten Temperaturänderung mit Gl.(4.7) und der Ermittlung des Raffungsfaktors über die Ausfallrate mit Gl.(4.3) nach [94] zu

$$r = \left(\frac{t_n}{t_p}\right)^{\frac{1-b}{b}} \cdot e^{\frac{E_a}{b \cdot k}\left(\frac{1}{\vartheta_n} - \frac{1}{\vartheta_p}\right)}. \tag{4.8}$$

Raffung über das Inverse Power Law

Eine weitere Möglichkeit einen Raffungsfaktor abzuleiten bietet das Inverse Power Law [3]. Die Formulierung besagt, dass eine höhere Belastung B_2 innerhalb der kürzeren Zeit t_2 die gleiche Schädigung hervorruft, wie eine niedrigere Beanspruchung B_1 innerhalb der längeren Zeit t_1. Dies kann mit dem Zusammenhang $t \cdot B^k = konst.$, mit einer entsprechenden Konstanten k, ausgedrückt werden.

$$t_2 = t_1 \left(\frac{B_1}{B_2}\right)^k. \tag{4.9}$$

Der Raffungsfaktor leitet sich direkt aus der Beanspruchungshöhe B_p im Versuch und der Beanspruchungshöhe B_n unter Betriebsbedingungen sowie dem Exponenten k ab

$$r = \frac{t_n}{t_p} = \left(\frac{B_p}{B_n}\right)^k. \tag{4.10}$$

Das Coffin-Manson Modell wird dort angewandt, wo Temperaturwechsel zu mechanischen Belastungen aufgrund unterschiedlicher Wärmeausdehnungskoeffizienten und damit zu Verformungen von Bauelementen und Leiterplatten führen können [16]. Diese Verformungen lösen Spannungen aus, die u.a. Lötverbindungen innerhalb und außerhalb von Bauelementen zerstören können. Das Coffin-Manson Modell für k=2 ist ein Sonderfall der Berechnung eines Ermüdungsschadens bei Metallen und hat die Akkumulation von viskoplastischen Verformungsenergien zur Grundlage [3].

5 Zuverlässigkeitstestplanung auf Komponentenebene

Auf Komponentenebene muss für kritische Bauteile, die durch die Zuverlässigkeitsanalyse ermittelt wurden, die definierte Zuverlässigkeitsforderung durch Zuverlässigkeitstests nachgewiesen werden. Diese Zuverlässigkeitsforderung muss sich auf eine definierte Aussagewahrscheinlichkeit beziehen, um eine Planung vom statistischen Gesichtspunkt her zu ermöglichen. Darüber hinaus muss dem vorherrschenden Zeit- und Kostendruck im Entwicklungsprozess Rechnung getragen werden, und die Komponenten müssen mit einem möglichst geringen Zeitaufwand sowie geringer Stückzahl erprobt werden. Unter all diesen Gesichtspunkten müssen für Zuverlässigkeitstests die notwendigen Randbedingungen wie Stichprobenumfang, maximale Anzahl zulässiger Ausfälle, Lebensdauerverhältnis und Raffungsfaktor definiert werden [65]-[73].

5.1 Transformation der Zuverlässigkeit bei gerafften Erprobungen

Da meist nur eine begrenzte Anzahl von Prüflingen für Zuverlässigkeitstests zur Verfügung steht und die zur Verfügung stehende Prüfzeit begrenzt ist, wird die Prüfdauer von der nachzuweisenden Betriebsdauer abweichen. Zudem werden Erprobungen häufig unter verschärften Beanspruchungen durchgeführt, um eine zeitliche Raffung zu erzielen. Dies erfordert es, die unter Versuchsbedingungen ermittelte Zuverlässigkeit auf die im Betrieb geforderte Zuverlässigkeit zu transformieren.

5.1.1 Berücksichtigung des Lebensdauerverhältnisses

Das Lebensdauerverhältnis muss berücksichtigt werden, wenn die im praktischen Versuchsbetrieb zur Verfügung stehende Prüfzeit t_p nicht der nachzuweisenden Betriebszeit t_n entspricht [3]. Hierbei kann theoretisch eine Verlängerung als auch eine Verkürzung der Prüfzeit t_p auftreten. Beide Fälle haben einen Einfluss auf die ableitbare Zuverlässigkeitsaussage bzw. den Stichprobenumfang, der zum Zuverlässigkeitsnachweis erforderlich ist. Somit muss die im Rahmen der Erprobung nachgewiesene Zuverlässigkeit auf den nachzuweisenden Betriebszeitpunkt transformiert werden [20]. Geht man von einem weibullverteilten Ausfallverhalten im Betrieb und unter Betriebsbedingungen aus, gilt für die Zuverlässigkeit $R(t_n)$ bei der nachzuweisenden Lebensdauer t_n und für die Zuverlässigkeit $R(t_p)$ bei der Prüfzeit t_p

$$R(t_n) = e^{-\left(\frac{t_n}{T}\right)^b} \quad \text{bzw.} \quad R(t_p) = e^{-\left(\frac{t_p}{T}\right)^b} . \tag{5.1}$$

Durch logarithmieren ergibt sich aus Gl.(5.1):

$$\frac{\ln R(t_p)}{\ln R(t_n)} = \frac{-\left(\frac{t_p}{T}\right)^b}{-\left(\frac{t_n}{T}\right)^b} = \left(\frac{t_p}{t_n}\right)^b = L_V{}^b \quad \rightarrow \quad \ln R(t_n) = \frac{1}{L_V{}^b} \ln R(t_p)\,. \tag{5.2}$$

Das Verhältnis zwischen der Prüfzeit t_P und der nachzuweisenden Betriebszeit t_n

$$L_V = \frac{t_p}{t_n} = \frac{\textit{Prüfzeit}}{\textit{nachzuweisende Betriebszeit}}\,, \tag{5.3}$$

wird als Lebensdauerverhältnis L_V definiert [3]. Unter Berücksichtigung des Lebensdauerverhältnisses lässt sich folgender Zusammenhang zwischen der Zuverlässigkeit $R(t_n)$ bei der geforderten Lebensdauer t_n und der Zuverlässigkeit $R(t_p)$ bei der Prüfzeit t_p angeben

$$R(t_n) = R(t_p)^{\frac{1}{L_V{}^b}}\,. \tag{5.4}$$

Hierbei wird deutlich, dass zur Berechnung der Zuverlässigkeit R bei der nachzuweisenden Lebensdauer t_n, neben dem Lebensdauerverhältnis L_V auch der Formparameter b berücksichtigt werden muss.

5.1.2 Berücksichtigung des Raffungsfaktors

Werden Zuverlässigkeitstests mit Überlast durchgeführt, um somit eine Zeitraffung zu erreichen, muss ausgehend von der Zuverlässigkeit des gerafften Versuches eine Transformation auf die im Feld bestehende Zuverlässigkeit erfolgen. Im Fall einer zweiparametrigen Weibullverteilung gilt für die Zuverlässigkeit $R_p(t)$ des Bauteils im zeitraffenden Versuch und für die Zuverlässigkeit $R_n(t)$ im realen Betrieb

$$R_p(t) = e^{-\left(\frac{t}{T_p}\right)^b} \quad \text{bzw.} \quad R_n(t) = e^{-\left(\frac{t}{T_n}\right)^b}\,. \tag{5.5}$$

Mit der Definition des Raffungsfaktors [20] nach Gl.(4.2) gilt die Beziehung $r{\cdot}T_p = T_n$. Mit Gl.(5.5) kann der Zusammenhang

$$R(t) = e^{-\left(\frac{T_P}{r\cdot T_p}\left[\ln\left(\frac{1}{R_p(t)}\right)\right]^b\right)} = e^{-\frac{\ln\left(\frac{1}{R_p(t)}\right)}{r^b}} \quad \rightarrow \ln R(t) = -\frac{1}{r^b}\ln\left(1/R_p(t)\right)$$
$$\rightarrow R(t) = R_p(t)^{\frac{1}{r^b}} \tag{5.6}$$

hergeleitet werden. Dieser gilt unter der Voraussetzung, dass die Ausfallmechanismen im Versuch und unter realen Bedingungen übereinstimmen und somit von annähernd gleichen Formparametern b ausgegangen werden kann. Daher gilt $b_p = b_n = b$. Die Beziehung nach Gl.(5.6) ist nur gültig, falls die Prüfzeit der nachzuweisenden Lebens-

dauer entspricht. Ist die Prüfzeit im Versuch ungleich der nachzuweisenden Lebensdauer, muss zusätzlich das Lebensdauerverhältnis nach Gl.(5.3) beachtet werden.

5.1.3 Berücksichtigung von Raffungsfaktor und Lebensdauerverhältnis

Werden Versuche mit abweichender Prüfzeit und einer durch eine höhere Beanspruchung hervorgerufenen Raffung durchgeführt, müssen der Raffungsfaktor r und das Lebensdauerverhältnis L_V zusammen betrachtet werden [68]. Dies führt zu der Transformation

$$R(t_n) = R(t_p)^{\frac{1}{(r \cdot L_V)^b}} . \tag{5.7}$$

Das Produkt der in den beiden vorhergehenden Kapiteln beschriebenen Kennwerte, das Lebensdauerverhältnis L_V und der Raffungsfaktor r, läßt sich für den Spezialfall der Raffung über das Wöhlermodell nach Kapitel 4.4, direkt durch das Verhältnis der Schadenssumme D_p des Prüfkollektives und der Schadenssumme D_n des nachzuweisenden Betriebskollektives ersetzen

$$r \cdot L_V = r \cdot \frac{t_p}{t_n} = \frac{D_p}{D_n} . \tag{5.8}$$

Für die Transformation der Zuverlässigkeit gilt dann

$$R(t_n) = R(t_p)^{\left(\frac{D_n}{D_p}\right)^b} . \tag{5.9}$$

5.2 Attributive Planung und Auswertung

Werden Zuverlässigkeitstests durchgeführt, bei denen das Versuchsergebnis hinsichtlich des Merkmals Ausfall oder Nicht-Ausfall einer Komponente unterschieden wird, so wird dies als attributive Planung und Auswertung von Zuverlässigkeitstests bezeichnet. Die Zuverlässigkeitsverteilung der Komponente berechnet sich aus der Anzahl der Ausfälle x, dem Stichprobenumfang n, dem Raffungsfaktor r, dem Ausfallverhalten b sowie dem Lebensdauerverhältnis L_V.

5.2.1 Binomialverteilung

Die Basis zur Auswertung attributiver Versuchsergebnisse bildet die diskrete Binomialdichte [16]

$$f(E \mid R) = \binom{n}{x} \cdot R(t_p)^{n-x} \cdot (1 - R(t_p))^x . \tag{5.10}$$

aus der die Zuverlässigkeit R der Komponente unter Versuchsbedingungen abgeleitet wird. Der Stichprobenumfang n und die Anzahl der Ausfälle x müssen bekannt sein. Wird eine Erprobung gerafft und mit abweichender Lebensdauer durchgeführt, so muss von der Zuverlässigkeit im Versuch auf die Zuverlässigkeit im nachzuweisenden Betriebszeitpunkt geschlossen werden. Hierzu wird der Zusammenhang aus Gl.(5.7) herangezogen, der die nachgewiesene Zuverlässigkeit $R(t_p)$ im Versuch auf die nachzuweisende Zuverlässigkeit $R(t_n)$ im Betrieb transformiert. Für die nachzuweisende Zuverlässigkeit $R(t_n)$ unter Betriebsbedingungen ergibt sich aus Gl.(5.7) und Gl.(5.10)

$$f(E \mid R) = \binom{n}{x} \cdot R(t_n)^{(L_v \cdot r)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R(t_n)^{(L_v \cdot r)^b})^x . \tag{5.11}$$

Nach der Binomialverteilung berechnet sich die Aussagewahrscheinlichkeit zu

$$P_A = 1 - \sum_{i=0}^{x} \binom{n}{i} \cdot (1 - R(t_n)^{(r \cdot L_V)^b})^i \cdot R(t_n)^{(r \cdot L_v)^b \cdot (n-i)} . \tag{5.12}$$

Falls keinerlei Informationen aus vorherigen Entwicklungen einzubringen sind, kann als Vorkenntnis zumindest eine Gleichverteilung als a-priori Verteilung, die sich aus der Betaverteilung $\beta(1|1)$ ergibt, in das Bayes Theorem eingebracht werden. Somit gilt mit Gl.(5.10) als a-posteriori Verteilung im Bayes Theorem

$$f(R \mid E) = \frac{\beta(1 \mid 1) \cdot f(E \mid R)}{\int_0^1 \beta(1 \mid 1) \cdot f(E \mid R)\, dR} . \tag{5.13}$$

Damit kann Gl.(5.12) bezogen auf die Aussagewahrscheinlichkeit durch

$$P_A = 1 - \sum_{i=0}^{x} \binom{n + (L_V \cdot r)^{-b}}{i} \cdot (1 - R(t_n)^{(r \cdot L_V)^b})^i \cdot R(t_n)^{(r \cdot L_v)^b \cdot (n-1)+1} . \tag{5.14}$$

dargestellt werden [20]. Wird davon ausgegangen, dass die Komponente durch ein Lastkollektiv beansprucht wird, so können der Raffungsfaktor r und das Lebensdauerverhältnis L_V durch das Schadenssummenverhältnis D_p/D_n nach Gl.(5.8), ersetzt werden. Aus Gl. (5.14) folgt dann

$$P_A = 1 - \sum_{i=0}^{x} \binom{n + D_n^b / D_p^b}{i} \cdot (1 - R(t_n)^{\left(\frac{D_p}{D_n}\right)^b})^i \cdot R(t_n)^{\left(\frac{D_p}{D_n}\right)^b \cdot (n-1)+1} . \tag{5.15}$$

Geht man im Rahmen einer Zuverlässigkeitstestplanung für ein Bauteil von einem Versuch ohne das Auftreten von Ausfällen, dem so genannten „Success Run“ [69] mit $x = 0$ aus, so vereinfacht sich Gl.(5.14) zu

$$P_A = 1 - R(t_n)^{(r \cdot L_v)^b \cdot n+1} . \tag{5.16}$$

Eine grafische Veranschaulichung der Success Run Gleichung für einen ungerafften Versuch (r=1) mit der Gleichverteilung als Vorkenntnis zeigt Bild 5.1.

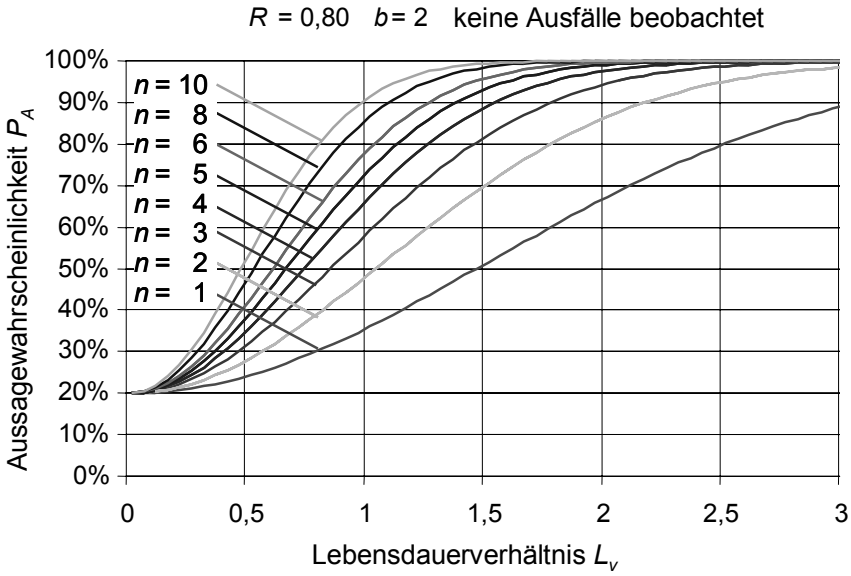


Bild 5.1: Aussagewahrscheinlichkeit in Abhängigkeit des Lebensdauerverhältnis L_V

Allgemein leitet sich die a-posteriori Verteilung unter Berücksichtigung einer Gleichverteilung als Vorkenntnis im nachzuweisenden Betriebszeitpunkt aus Gl.(5.13) ab:

$$f(R \mid E) = f(R) = \frac{R^{(L_v \cdot r)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R^{(L_v \cdot r)^b})^x}{\int_0^1 R^{(L_v \cdot r)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R^{(L_v \cdot r)^b})^x dR}. \tag{5.17}$$

Die sich ergebende Dichtefunktion $f(R|E)$ nach Gl.(5.17) stellt im allgemeinen Fall keine Betaverteilung dar. Somit ist deren spätere Verwendung für die Verknüpfung von Zuverlässigkeitstests verschiedener Versuchsreihen sowie die Bildung einer a-priori Systemverteilung relativ schwierig. Deshalb wird im Folgenden eine Approximation durch eine Betaverteilung mittels der Momentenmethode eingeführt.

5.2.2 Approximation durch eine Betaverteilung

Die Betaverteilung ist für die Verwendung bei Zuverlässigkeitsbetrachtungen mittels der Bayes Statistik von großer Bedeutung. Bei der Anwendung des Bayes Theorems mit einer Betaverteilung als a-priori Verteilung ergibt sich wieder eine Betaverteilung als a-posteriori Verteilung. Die Approximation der Zuverlässigkeitsverteilung nach Gl.(5.17) durch eine Betaverteilung mittels der Momentenmethode erfolgt nach folgendem Schema. Die Berechnung des k-ten zentralen Momentes [16][64] einer stetigen Zufallsvariablen erfolgt über

$$M_k = E(R^k) = \int_0^1 R^k \cdot f(R) dR. \tag{5.18}$$

Der Erwartungswert, das erste zentrale Moment einer stetigen Verteilungsfunktion, wird für k=1 erhalten, womit für den Erwartungswert $E(R)$ mit der Gammafunktion Γ

$$E(R) = \frac{\Gamma\left(1+n+(L_V \cdot r)^{-b}\right) \cdot \Gamma\left(n-x+2\cdot(L_V \cdot r)^{-b}\right)}{\Gamma\left(n-x+(L_V \cdot r)^{-b}\right) \cdot \Gamma\left(1+n+2\cdot(L_V \cdot r)^{-b}\right)} \tag{5.19}$$

gilt [93][94]. Das zweite zentrale Moment (k=2) leitet sich zu

$$E(R^2) = \frac{\Gamma\left(1+n+(L_V \cdot r)^{-b}\right) \cdot \Gamma\left(n-x+3\cdot(L_V \cdot r)^{-b}\right)}{\Gamma\left(n-x+(L_V \cdot r)^{-b}\right) \cdot \Gamma\left(1+n+3\cdot(L_V \cdot r)^{-b}\right)} \tag{5.20}$$

ab. Für die Varianz der Verteilungsfunktion gilt somit

$$VAR(R) = E(R^2) - E(R)^2 . \tag{5.21}$$

Durch Gleichsetzen dieser beiden theoretischen Momente mit denen der Betaverteilung leiten sich aus der Varianz und dem Erwartungswert die Parameter der Betaverteilung ab

$$\begin{aligned} A &= (1-E(R)) \cdot E(R)^2 / VAR(R) - E(R) \\ B &= A \cdot (1-E(R)) / E(R) . \end{aligned} \tag{5.22}$$

Somit gilt für die Verteilung der Zuverlässigkeit nach der Betaverteilung

$$f(R) = \frac{1}{\beta(A,B)} \cdot R^{A-1} \cdot (1-R)^{B-1} \quad . \tag{5.23}$$

5.2.3 Beispiel zur attributiven Planung und Auswertung

Für einen Klemmkörperfreilauf wird eine Zuverlässigkeit von 95% mit einer Aussagesicherheit von P_A=95% für das Betriebskollektiv hinsichtlich Ermüdung aufgrund Hertzscher Pressung gefordert. Es wird ein Formparameter von b=2,5 angenommen. Mittels Frequenzerhöhung der Belastung, kann die maximale Prüfzeit t_p nur bis zu einem Lebensdauerverhältnis von L_V=0,7 gesteigert werden. Zur Raffung des Betriebskollektives wurde dieses jedoch durch Lastüberhöhung mit dem Raffungsfaktor r=5,3 überhöht. Zur Zuverlässigkeitstestplanung wird von einer Erprobung ausgegangen, bei der x=2 Ausfälle bei einem Gesamtstichprobenumfang von n=6 Prüflingen zugelassen wird. Basis zur Berechnung der Dichtefunktion der Zuverlässigkeit bildet Gl.(5.17). Die Integration von Gl.(5.17) dient zur Ermittlung der Aussagewahrscheinlichkeit entsprechend Kapitel 2.4.3. Mit den getroffenen Annahmen des Versuchs, führt dies zur Erfüllung der geforderten Zuverlässigkeit und Aussagewahrscheinlichkeit.

Als Ergebnis des Zuverlässigkeitstests wurde von den 6 Prüflingen nur ein Ausfall erhalten, womit über Gl.(5.17) eine noch höhere Zuverlässigkeit bei gleicher Aussagesicherheit abgeleitet werden kann. In Bild 5.2 sind die Verteilungsfunktion $f(R)$ der Zuverlässigkeit sowie die Approximation durch eine Betaverteilung dargestellt, woraus die gute Annäherung der Approximation deutlich wird.

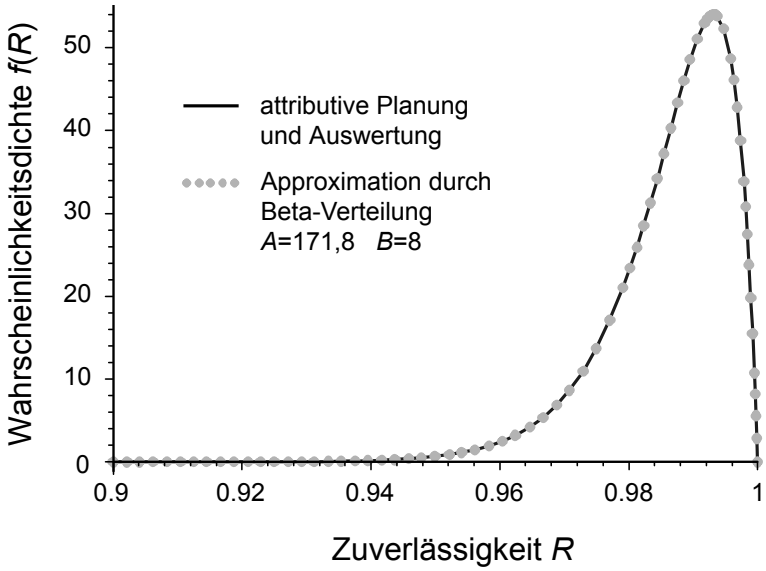


Bild 5.2: Beispiel zur attributiven Planung und Auswertung

5.3 Variable Planung und Auswertung

Unter der variablen Planung und Auswertung von Zuverlässigkeitstests wird die Analyse der Versuchsergebnisse von Zuverlässigkeitstests hinsichtlich der messbaren Testzeit bzw. Zeit bis zum Ausfall der Komponenten verstanden, vgl. Kapitel 3.3.4. Hierbei können sowohl vollständige Stichproben als auch Zensierungen vom Typ II, ohne Ersatz der ausgefallenen Teile, ausgewertet werden [64][93]. Bei den Teststrategien der vollständigen Stichprobe werden alle Teile bis zum Ausfall geprüft, wohingegen bei der Zensierung vom Typ II eine definierte Anzahl an Ausfällen in der Stichprobe im Vorfeld der Erprobung festgelegt wird. Aus statistischer Sicht bleibt jedoch in beiden Fällen die Testzeit als gammaverteilte Zufallsvariable erhalten [64]. Bei dem variablen Ansatz wird, wie bei der attributiven Auswertung, das Ausfallverhalten als bekannt vorausgesetzt.

5.3.1 Weibull- und exponentialverteiltes Ausfallverhalten

Da bei der variablen Analyse die Testzeit ausgewertet wird, muss die totale Testzeit t_{tot} aller geprüften Komponenten ermittelt werden [16]. Die totale Testzeit t_{tot} berechnet sich bei weibullverteiltem Ausfallverhalten mit dem Formparameter b und einer gerafften Erprobung mit dem Raffungsfaktor r zu

$$t_{tot}^{b} = \sum_{j=1}^{x} (r \cdot t_j)^b + (n - x) \cdot (r \cdot t_g)^b \,, \tag{5.24}$$

mit dem Stichprobenumfang n, den Ausfällen x, t_j der Prüfzeit bis zum Ausfall der Komponenten j=1..x und t_g der Prüfzeit der intakten Komponenten bis zum Testende. Für ein exponentielles Ausfallverhalten (b=1) ergibt sich die totale Testzeit t_{tot} zu

$$t_{tot} = \sum_{j=1}^{x} (r \cdot t_j) + (n - x) \cdot (r \cdot t_g) \,. \tag{5.25}$$

Unter der Annahme, dass die totale Testzeit eine gammaverteilte Zufallsvariable ist, lässt sich nachfolgender Zusammenhang [64] für die Zuverlässigkeitsdichte bei der nachzuweisenden Lebensdauer t_n herleiten

$$f(R) = \frac{(\beta+1)^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} \cdot R^{\beta} \cdot \left(\ln \frac{1}{R} \right)^{\alpha} . \tag{5.26}$$

Hierbei wurde ebenfalls eine Gleichverteilung der Zuverlässigkeit mittels der Betaverteilung $\beta(1|1)$ integriert, womit sich die Parameter β und α zu

$$\alpha = x \quad \text{und} \quad \beta = \frac{t_{tot}^{b}}{t_n^{b}} , \tag{5.27}$$

mit der Anzahl der Ausfälle x, der totalen Testzeit t_{tot}, der nachzuweisenden Betriebszeit t_n und dem Formparameter b der Weibullverteilung berechnen lassen.

5.3.2 Approximation durch eine Betaverteilung

Die nach der variablen Planung und Auswertung ermittelte Streuung der Zuverlässigkeit nach Gl.(5.26) wird ebenfalls durch eine Betaverteilung approximiert. Dies ermöglicht es wiederum die Vorteile der Betaverteilung bei der Integration von Vorwissen oder zur Systemtestplanung zu verwenden [94]. Die Approximation erfolgt mittels der Momentenmethode durch Gleichsetzen der ersten beiden Verteilungsmomente. Der Erwartungswert $E(R)$ und die Varianz $VAR(R)$ aus Gl.(5.26) ergeben sich zu

$$E(R) = \int_0^1 \frac{(\beta+1)^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} \cdot R^{\beta+1} \cdot \left(\ln \frac{1}{R} \right)^{\alpha} dR \,, \tag{5.28}$$

$$VAR(R) = \int_0^1 \frac{(\beta+1)^{\alpha+1}}{\Gamma(\alpha+1)} \cdot R^{\beta+2} \cdot \left(\ln \frac{1}{R} \right)^{\alpha} dR - E(R)^2 \,. \tag{5.29}$$

Die Betaparameter der approximierten Betaverteilung berechnen sich zu

$$\begin{aligned} A &= (1 - E(R)) \cdot E(R)^2 / VAR(R) - E(R) \\ B &= A \cdot (1 - E(R)) / E(R) \,. \end{aligned} \tag{5.30}$$

Eine weitere Möglichkeit den Erwartungswert und die Varianz über ein Näherungsverfahren zu approximieren wird in [64] aufgeführt. Das erste Moment $M_1(R)$ und das zweite Moment $M_2(R)$ berechnen sich zu

$$M_1(R) = E(R) = \left(\frac{\beta+1}{\beta+2} \right)^{\alpha+1} \quad \text{und} \quad M_2(R) = \left(\frac{\beta+1}{\beta+3} \right)^{\alpha+1} . \tag{5.31}$$

Für die Varianz gilt somit entsprechend

$$Var(R) = M_2 - M_1^2 \,. \tag{5.32}$$

Für die Zuverlässigkeit einer Komponente folgt mit der Betaverteilung dann

$$f(R) = \frac{1}{\beta(A,B)} \cdot R^{A-1} \cdot (1-R)^{B-1} \quad . \tag{5.33}$$

5.3.3 Beispiel zur variablen Planung und Auswertung

An einem auf Innendruck beanspruchten Bauteil, Bild 5.3, muss an der kritischen Stelle die Zuverlässigkeit hinsichtlich des Versagens unter einem bestimmten Betriebsdruckkollektiv mit einer Zuverlässigkeit von R=90% und einer Aussagewahrscheinlichkeit P_A=95% nachgewiesen werden. Es wurden n=7 Bauteile unter einem erhöhten Prüfdruckkollektiv erprobt. Für den kritischen Querschnitt berechnet sich bezogen auf das nachzuweisende Betriebskollektiv eine Raffung um den Faktor r=6. Die nachzuweisende Lebensdauer ist auf t_n=1.500.000 festgelegt. Die sieben Bauteile wurden unter dem Prüfdruckkollektiv bis zum Ausfall mit den in Bild 5.3 aufgeführten Ausfalllastwechselzahlen erprobt. Mit Hilfe einer Weibullanalyse der Ausfalldaten wird der Formparameter b=2.6 ermittelt, da er für die Berechnung der totalen Testzeit nach Gl.(5.25) benötigt wird.

Entsprechend der in Kapitel 5.2.3 beschriebenen Vorgehensweise zur variablen Planung und Auswertung, leitet sich die in Bild 5.3 dargestellte Verteilungsfunktion der Zuverlässigkeit ab. Zur Ermittlung des Vertrauensbereichs durch Integration von Gl.(5.26) ergibt sich aus dieser eine Zuverlässigkeit von 99,7% mit der geforderten Aussagesicherheit von P_A=95%, womit die Zuverlässigkeitsforderung übertroffen wurde. Weiterhin ist in Bild 5.3 die Approximation dieser Verteilung durch eine Betaverteilung dargestellt, womit die hohe Qualität der Approximation ersichtlich ist.

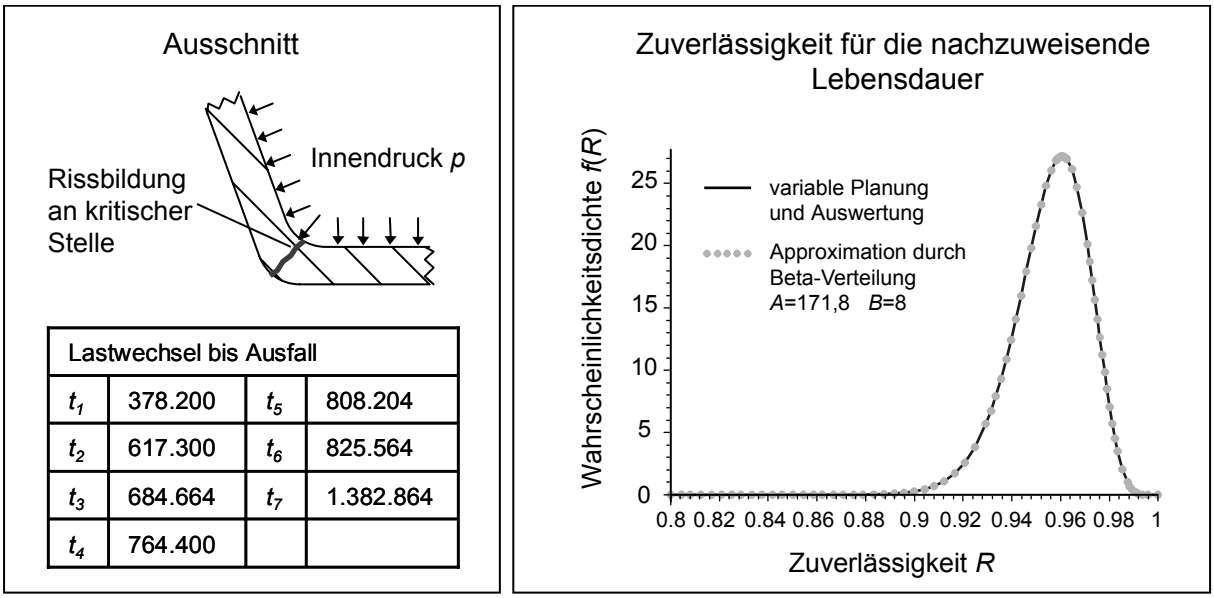


Bild 5.3: Beispiel zur variablen Planung und Auswertung

5.4 Integration von Vorkenntnissen

Häufig stehen für die Erprobung aus verschiedensten Quellen Zuverlässigkeitskennwerte einer Komponente als Vorkenntnisse zur Verfügung, Bild 5.4.

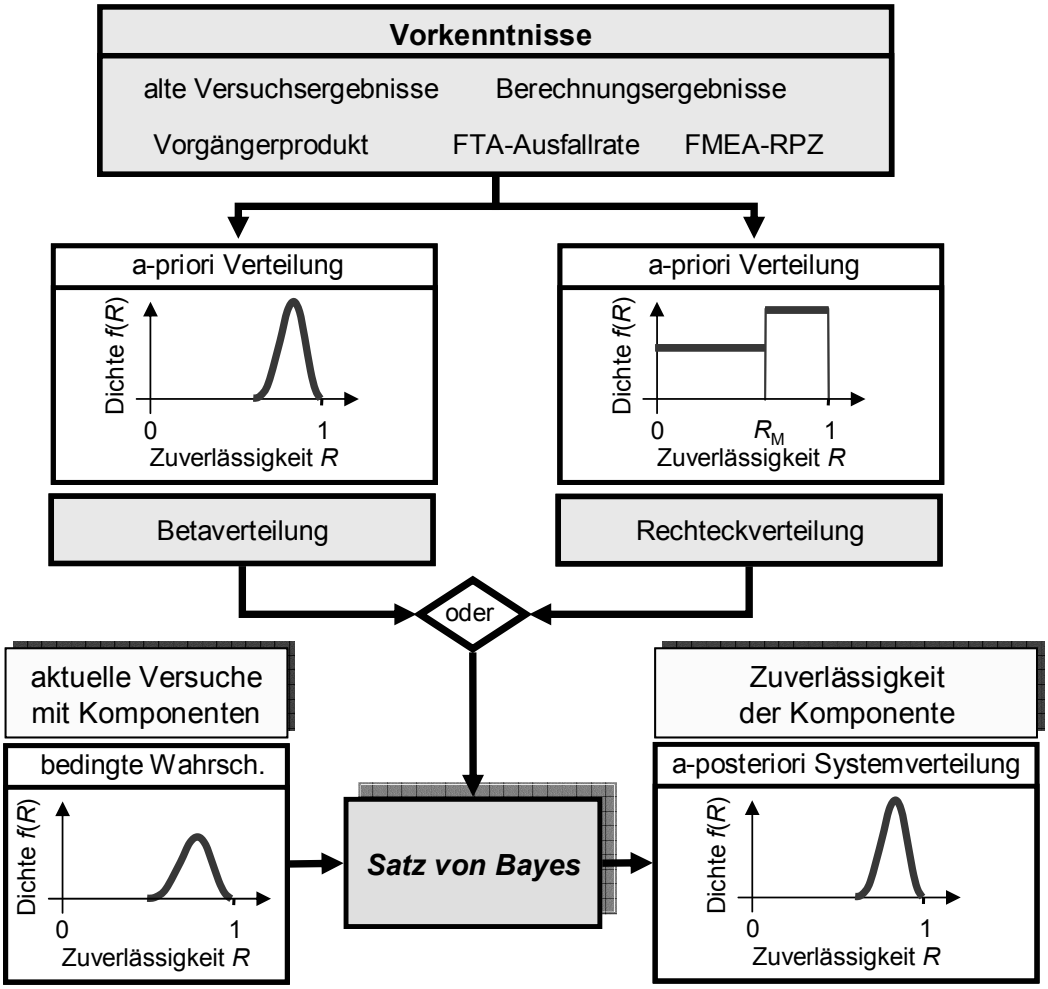


Bild 5.4: Quellen von Vorwissen und Integration von Vorkenntnissen über die Zuverlässigkeit

Diese Vorkenntnisse können dazu genutzt werden, die Zuverlässigkeitsaussage für eine Komponente zu verbessern oder den notwendigen Erprobungsumfang zu reduzieren, Bild 5.4. In [20] wurden wesentliche Methoden analysiert um Versuchsergebnisse aus Vorgängerprodukten, Vorversuchen oder der Risikoprioritätszahl RPZ einer FMEA abzuleiten. Im Folgenden werden diese Möglichkeiten aufgegriffen und darüber hinaus auf die Einbindung von Vorwissen aus der Ausfallratenschätzung einer FMEA sowie der Einbindung von Berechnungsergebnissen eingegangen. Problematisch bei der Einbindung der Zuverlässigkeit als Vorkenntnis im Sinne der Bayes Statistik ist die Form der a-priori Verteilung, mit der dieses Wissen quantifiziert wird. Gängige Methoden der Literatur sind hierbei die Einbindung als a-priori Betaverteilung, Gleichverteilung oder auch als Triangular-Verteilung.

5.4.1 Vorgängerversuche und ähnliche Komponenten

Stehen Versuchsergebnisse mehrerer unterschiedlicher Bauteilvarianten zur Verfügung, die zwar ähnlich sind, allerdings verschiedene Entwicklungsstadien beschreiben oder von verschiedenen Prüfeinrichtungen stammen, so können diese über Betaverteilungen approximiert und zusammengefasst werden [20], Bild 5.5.

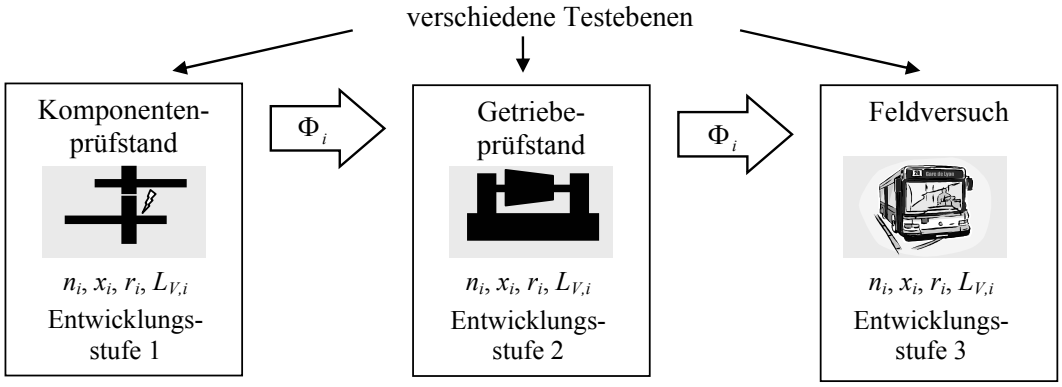


Bild 5.5: Verknüpfung von Vorkenntnissen aus verschiedenen Entwicklungsstadien

Hierzu kann ein Transformationsfaktor Φ berücksichtigt werden, der die Übertragbarkeit der Vorkenntnis aus dem vorherigen Entwicklungsstadium beschreibt. Damit können Versuchsergebnisse in abgeschwächter Form übernommen werden, Bild 5.5. Methoden zur Definition des Transformationsfaktors werden in [95] aufgeführt. Die zur Übertragung verwendeten Betaparameter ergeben sich dann über

$$A = \Phi_i A_i \text{ und } B = \Phi(B_i - 1) + 1 . \tag{5.34}$$

Die Parameter A_{ges} und B_{ges} der Betaverteilung über alle Erprobungsstadien der Komponente hinweg ergeben sich aus den einzelnen Betaparametern A_i und B_i der einzelnen Erprobungen i zu

$$A_{ges} = \sum_{i=1}^{n} \Phi_i A_i \text{ und } B_{ges} = \sum_{i=1}^{n} \Phi(B_i - 1) + 1 . \tag{5.35}$$

Aus den Betaparametern A_{ges} und B_{ges} kann die Betaverteilung

$$f_{ges}(R) = \frac{1}{\beta(A_{ges}, B_{ges})} \cdot R^{A_{ges}-1} \cdot (1-R)^{B_{ges}-1} \tag{5.36}$$

als a-posteriori Verteilung bestimmt werden, aus der die Zuverlässigkeit mit einer definierten Aussagesicherheit abgeleitet werden kann.

5.4.2 Fehlerratenschätzung aus einer FMEA

Die FMEA (Fehlermöglichkeits- und Einflussanalyse) liefert als qualitative Zuverlässigkeitsmethode schon in frühen Entwicklungsphasen Informationen über kritische Fehlermechanismen, die im Rahmen der FMEA-Methodik mit der Auftretens- und

Entdeckungswahrscheinlichkeit sowie mit Vermeidungsmaßnahmen bewertet werden [1][3]. Die Auftretenswahrscheinlichkeit stellt somit eine erste kumulierte Fehlerratenschätzung für die definierte Lebensdauer durch ein Expertenteam dar. Diese Schätzung kann für die Zuverlässigkeitstestplanung als Vorwissen über die Zuverlässigkeit der Komponente einfließen [94]. Die Auftretenswahrscheinlichkeit einer Fehlerursache wird mit der A-Note in der FMEA bewertet. Die FMEA-Methodik liefert einen standardisierten Leitfaden zur Bewertung der Auftretenswahrscheinlichkeit A in ppm-Werten (parts per million). Jeder ppm-Wert einer Klasse korrespondiert mit einer kumulierten Ausfallrate λ_{kum} zu einem fixierten Zeitpunkt t

$$\lambda_{kum}(t) = \frac{ppm - Wert}{1.000.000}. \tag{5.37}$$

Diese kumulierte Ausfallrate ist äquivalent dem Integral aus der Ausfallrate $\lambda(t)$ über der Zeit. Setzt man Gl.(5.37) in die Ausfallrate $\lambda(t)$ nach Weibull ein, bleibt nach der Integration zum entsprechenden Zeitpunkt t

$$\lambda_{kum}(t) = \int_0^t \lambda(t')dt' = \frac{b}{b} \cdot \frac{t^b}{T^b} = \frac{t^b}{T^b} \quad \rightarrow \quad \left(\frac{t}{T}\right)^b = \lambda_{kum}(t). \tag{5.38}$$

Durch Einsetzen von Gl.(5.38) in die Weibullverteilung nach Gl. (2.18) ergibt sich

$$R(t) = e^{-\frac{ppm-Wert}{1.000.000}}. \tag{5.39}$$

Es wird ersichtlich, dass dieser Zusammenhang nicht vom Formparameter b abhängt und somit auch unmittelbar für ein exponentialverteiltes Ausfallverhalten heranzuziehen ist. In Tabelle 5.1 sind die entsprechenden Zuverlässigkeitsaussagen für den jeweiligen Klassenwert der A-Note aufgeführt.

Tabelle 5.1: Zur A-Note der FMEA korrespondierende Zuverlässigkeiten R [3]

A-Note	ppm-Wert	Zuverlässigkeit *R*	Beschreibung
1	≤2	≥0,999998	Auftreten der Fehlerursache ist unwahrscheinlich
2	≤50	≥0,999950001	Auftreten der Fehlerursache ist gering, bewährte konstruktive Auslegung
3	≤100	≥0,999900005	Auftreten der Fehlerursache ist gering, bewährte konstruktive Auslegung
4	≤500	≥0,999500125	Gelegentlich auftretende Fehlerursache; geeignete im Reifegrad fortgeschrittene Konstruktion
5	≤1.000	≥0,999000499	Gelegentlich auftretende Fehlerursache, geeignete im Reifegrad fortgeschrittene Konstruktion
6	≤5.000	≥0,995012479	Gelegentlich auftretende Fehlerursache, geeignete im Reifegrad fortgeschrittene Konstruktion
7	≤10.000	≥0,990049833	Fehlerursache tritt wiederholt auf, problematische unausgereifte Konstruktion.
8	≤50.000	≥0,951229424	Fehlerursache tritt wiederholt auf, problematische unausgereifte Konstruktion
9	≤100.000	≥0,904837418	Sehr häufiges Auftreten der Fehlerursache, derzeit ungeeignetes Konstruktionskonzept
10	≤500.000	≥0,606530659	Sehr häufiges Auftreten der Fehlerursache, derzeit ungeeignetes Konstruktionskonzept

Zur Verwendung dieses qualitativen Vorwissens zur Zuverlässigkeitstestplanung muss diesem eine entsprechende Aussagewahrscheinlichkeit und Verteilung zugeordnet werden. Eine pragmatische Möglichkeit liegt in der Verwendung einer zweiteiligen Rechteckverteilung, Bild 5.6.

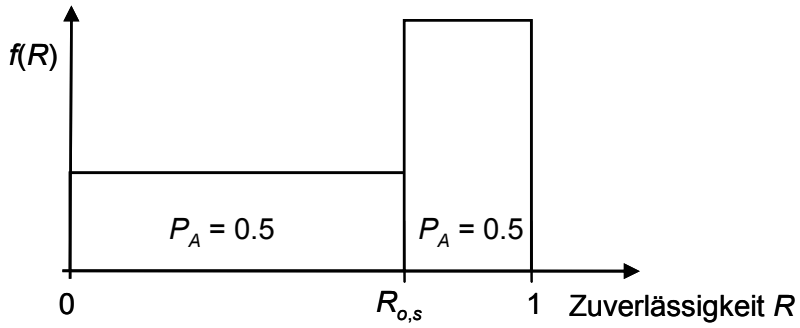


Bild 5.6: Zweiteilige Rechteckverteilung zur Beschreibung des Vorwissens

Eine Analyse der Verknüpfung verschiedener Zuverlässigkeitsschätzungen aus A-Noten einer FMEA mit einer bestimmen Aussagewahrscheinlichkeit einer zweiteiligen Rechteckverteilung zeigt Tabelle 5.2. Hier ist der notwendige Stichprobenumfang n, bei einem unterstellten Success Run, der für einen Nachweis einer Zuverlässigkeit von R=90% und einer Aussagewahrscheinlichkeit von P_A=90% notwendig ist, aufgeführt. Die Aussagewahrscheinlichkeit, die der FMEA-Schätzung in Form der a-priori Verteilung zugeordnet wurde, wird im Bereich von P_A=10-70% variiert. Ohne Berücksichtigung von Vorkenntnissen sind nach der klassischen Statistik 21 Teile notwendig. Aus Tabelle 5.2 wird ersichtlich, dass bei einer Bewertung der A-Note mit 1-9 eine sehr starke Reduktion des Stichprobenumfangs auftritt. Ausschließlich die sehr kritische Bewertung mit 10, die in der Regel nur vergeben wird falls keinerlei Erfahrung einzubringen ist, führt zu einem unveränderten Stichprobenaufwand. Wird dem a-priori Wissen eine geringere Aussagewahrscheinlichkeit zugeordnet, reduziert sich der notwendige Stichprobenumfang nur in geringerem Maße.

Tabelle 5.2: Notwendiger Stichprobenumfang und erreichbare Zuverlässigkeitsaussagen

Zuverlässigkeits-forderung R=90% P_A=90%	Aussagesicherheit P_A der a-priori Verteilung	Bewertung der A-Note in der FMEA									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	10%	13	13	13	13	13	13	13	16	21	21
	20%	9	9	9	9	10	10	10	12	14	21
	30%	7	7	7	7	7	7	8	10	11	21
	40%	6	6	6	6	6	6	6	7	8	21
	50%	4	4	4	4	4	5	5	5	5	21
	60%	3	3	3	3	3	3	3	3	4	21
	70%	2	2	2	2	2	2	2	3	3	21

Der Sprung im nachzuweisenden Stichprobenumfang, der aus Tabelle 5.2 ersichtlich wird, lässt sich auf die Unstetigkeit der a-priori Verteilung zurückführen. Wird die Zuverlässigkeit der Unstetigkeitsstelle größer als die geforderte Zuverlässigkeit, liegt ein höheres Gewicht in der a-priori Verteilung, aus der ein deutlich geringerer Stichprobenumfang resultiert. Eine praktikable Aussagewahrscheinlichkeit stellt 50% dar.

Durch diese Zuordnung wird der geschätzte Zuverlässigkeitswert genauso oft verworfen wie akzeptiert und spiegelt somit eine Art des „natürlichen menschlichen“ Vertrauens in der Aussage wieder.

5.4.3 Berechnungsergebnisse von Komponenten

Eine rechnerische Bestimmung der Lebensdauer von mechanischen Komponenten erfolgt über Schadensakkumulationshypothesen. Diese Lebensdaueraussage ist gebunden an die Berechnung mit einer Wöhlerlinie für eine definierte Ausfallwahrscheinlichkeit. Für mechanische Komponenten kann über die Streuung der Wöhlerlinien für eine geforderte Lebensdauer t_n die entsprechende Zuverlässigkeit $R(t_n)$ berechnet werden [10]. Damit steht mit der berechneten Lebensdauer eine zugehörige Ausfallwahrscheinlichkeit bzw. Zuverlässigkeit zur Verfügung. Diese kann als Vorkenntnis in die aktuelle Erprobung einbezogen werden [80]. Es ist somit möglich, zur berechneten Lebensdauer die zugehörige Zuverlässigkeit mittels einer zweiteiligen Rechteckverteilung als a-priori Verteilung entsprechend der Vorgehensweise nach Kapitel 5.4.2 in das Bayes-Theorem einzubinden. Hierbei gilt dann

$$R(t_n) = R_0 \,. \tag{5.40}$$

5.5 Testplanung für die Feldzuverlässigkeit

Die in Kapitel 5.2 und 5.3 erläuterten Methoden zur Zuverlässigkeitstestplanung gehen von einem Zuverlässigkeitsnachweis aus, der auf eine definierte Beanspruchungshöhe z.B. auf das 95% Quantil der Beanspruchungsverteilung [55] bezogen wird, Bild 5.7. Es muss jedoch berücksichtigt werden, dass eine Vielzahl von Komponenten im Betrieb geringer beansprucht werden. Damit liegt es auf der Hand, dass für diese geringer beanspruchten Komponenten eine höhere Zuverlässigkeit nachgewiesen wird [40].

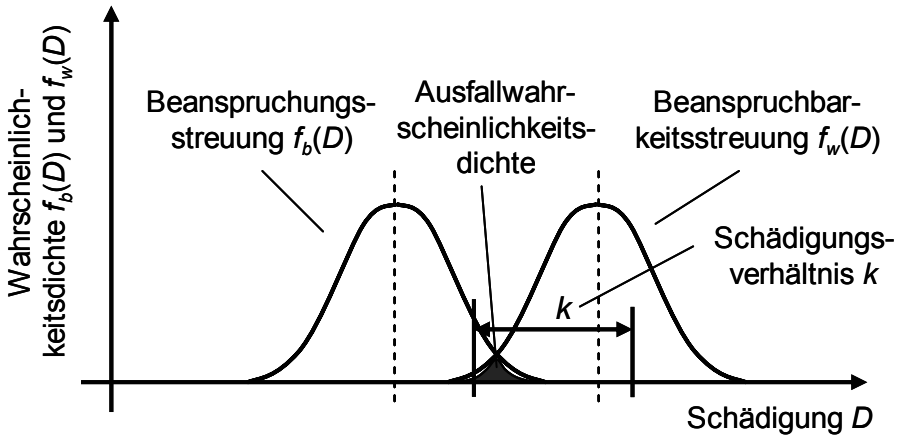


Bild 5.7: Zuverlässigkeitstestplanung für die Feldzuverlässigkeit

Die Streuung der Beanspruchungen der Komponenten im Feld, hervorgerufen durch die vielfältigen Einsatzbedingungen, kann durch eine Beanspruchungsverteilung beschrieben werden, vgl. Kapitel 4.3. Dies ermöglicht es, aus Zuverlässigkeitstests eine

Zuverlässigkeitsaussage abzuleiten, die sich auf die Beanspruchung aller im Feld befindlichen Komponenten bezieht. Nachfolgend wird eine Methode entwickelt und analysiert, die es ermöglicht, die Feldzuverlässigkeit aus Versuchsergebnissen zu bestimmen.

5.5.1 Berechnungsansatz aus Stress Strength Interference

Der mathematische Berechnungsansatz zur Berechnung der Zuverlässigkeit bei streuender Belastbarkeit und Beanspruchung leitet sich aus dem Stress-Strength-Interference [1][9] Ansatz ab. Bei bekannter Dichtefunktionen f_b der Belastung und Dichtefunktionen f_w der Belastbarkeit für das entsprechende Lebensdauermerkmal x erhält man die Zuverlässigkeit R_f aus

$$R_f = \int_{-\infty}^{\infty} f_b(x) \cdot \left[\int_{x}^{\infty} f_w(x) \cdot dx \right] \cdot dx \,. \tag{5.41}$$

Im Weiteren soll aus Gründen der Anschaulichkeit von einer zweiparametrigen Weibullverteilung für die Dichtefunktionen f_w und f_b ausgegangen werden und diese auf das Merkmal der nach den Schadensakkumulationshypothesen berechneten Schädigung D bezogen werden. Somit gilt für die Berechnung der Zuverlässigkeit

$$R_f = \int_{-\infty}^{\infty} f_b(D) \cdot \left[\int_{D_f}^{\infty} f_w(D) \cdot dD \right] \cdot dD \,. \tag{5.42}$$

Die Beanspruchungsverteilung f_b kann zum Beispiel über die in Kapitel 4.3 beschriebene Vorgehensweise zur Ermittlung der Feldbeanspruchung aus Fahrsimulationen ermittelt werden. Entsprechend einer zweiparametrigen Weibulldichteverteilung der auftretenden Schädigung D gilt für die Beanspruchungsverteilung f_b

$$f_b(D) = \frac{b_b}{T_b} \cdot \left(\frac{D}{T_b} \right)^{b_b - 1} \cdot e^{-\left(\frac{D}{T_b}\right)^{b_b}} \tag{5.43}$$

mit dem Formparameter b_b und dem Lageparameter T_b. Die Beanspruchbarkeitsverteilung $f_w(D)$ wird aus den Versuchsergebnissen des Zuverlässigkeitstests abgeleitet, wozu die a-posteriori Dichteverteilung $f(R)$ der Zuverlässigkeit R

$$f(R) = \frac{R^{(L_v \cdot r)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R^{(L_v \cdot r)^b})^x}{\int_0^1 R^{(L_v \cdot r)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R^{(L_v \cdot r)^b})^x dR} = \frac{R(D)^{\left(\frac{D_p}{D_f}\right)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R(D)^{\left(\frac{D_p}{D_f}\right)^b})^x}{\int_0^1 R(D)^{\left(\frac{D_p}{D_f}\right)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R(D)^{\left(\frac{D_p}{D_f}\right)^b})^x \cdot dR} \tag{5.44}$$

nach dem Satz von Bayes entsprechend Gl.(5.17) verwendet wird. Diese gibt die Verteilung der Zuverlässigkeit R in Abhängigkeit vom Lebensdauerverhältnis L_v, dem Raffungsfaktor r, der Anzahl der Ausfälle x und dem Stichprobenumfang n für die nachzuweisende Lebensdauer wieder. Geht man vom Lebensdauerverhältnis L_V und

dem Raffungsfaktor r auf das Verhältnis von geprüfter Schädigung D_p zu nachzuweisender Schädigung D über, berechnet sich die Mindestzuverlässigkeit $R_{f,min}$ bei gegebener Aussagesicherheit P_A als untere Integralgrenze aus

$$P_A = \int_{R_{f,\min}(D_f)}^{1} f(R(D_f)) \cdot dR(D_f) . \tag{5.45}$$

Diese Zuverlässigkeit $R_{f,min}$ bezieht sich jedoch auf eine definierte Schädigungshöhe D_f und entspricht dem Integral

$$R(D_f) = \int_{D_f}^{\infty} f_w(D) \cdot dD \tag{5.46}$$

des Stress-Strength-Interference Zusammenhangs. Da die Zuverlässigkeitsaussage aber auf die ganze Beanspruchungsdichte f_B bezogen werden soll, muss für jeden Schädigungswert D der Beanspruchungsdichte f_B die entsprechende Zuverlässigkeit R_{min} numerisch berechnet werden. Setzt man diese Zuverlässigkeiten nach Gl.(5.47) in Gl.(5.42) ein, so erhält man nach Ausführung der Integration aus dem Stress-Strength-Interference Ansatz die Zuverlässigkeit R_f im Feld

$$R_f = \int_{-\infty}^{\infty} f_b(D) \cdot [R(D)] \cdot dD , \tag{5.47}$$

die sich auf die gesamte Beanspruchungsverteilung bezieht. Das hier vorgestellte Konzept zur Berechnung der Feldzuverlässigkeit bezogen auf die Schädigung D kann problemlos auf jedes andere Lebensdauermerkmal übertragen werden.

5.5.2 Analyse der Methode

Im Weiteren wird eine Analyse der Unterschiede der Zuverlässigkeitstestplanung zum Zuverlässigkeitsnachweis bezüglich eines bestimmten Quantils der Beanspruchungsverteilung und dem Zuverlässigkeitsnachweis unter Berücksichtigung der Beanspruchungsverteilung im Feld durchgeführt. Zielgröße dieser Analyse ist die Ermittlung des notwendigen Stichprobenumfangs n, der zum Nachweis einer definierten Zuverlässigkeitsforderung notwendig ist. Hierzu werden verschiedene Parameterstudien durchgeführt, bei denen die Formparameter b_b und b_w der Beanspruchungs- und Beanspruchbarkeitsverteilung, die Aussagewahrscheinlichkeit P_A, die nachzuweisende Zuverlässigkeit R und die zulässige Anzahl der Ausfälle x in der Stichprobe variiert werden.

Da Zuverlässigkeitstests meist mit Überlast durchgeführt werden, wird dies berücksichtigt. Um die Überbeanspruchung des Zuverlässigkeitstests bei den Parameterstudien zu quantifizieren, wird wieder der Bezug zu Schadenssummen hergestellt, und die im Versuch erprobte Schadenssumme D_p auf das 95%-Quantil der Beanspruchungsverteilung f_b bezogen [55], Bild 5.7. Dieses Verhältnis wird durch den Faktor k

$$k = \frac{D_P}{D_{95\%}} \tag{5.48}$$

charakterisiert, Bild 5.7. Wird somit die gleich hohe Schädigung D_p erprobt, wie die Schädigung $D_{95\%}$, die nachgewiesen werden soll, führt dies zum Faktor k=1. Im Folgenden wird der Einfluss der beschriebenen Parameter auf den notwendigen Stichprobenumfang n der zwei beschriebenen Methoden zum Zuverlässigkeitsnachweis mit R=90% und P_A=90% sowie von R=95% und P_A=95% getrennt voneinander diskutiert.

Zuverlässigkeitsnachweis 90% und Aussagewahrscheinlichkeit 90%

Die Unterschiede im notwendigen Stichprobenumfang n zum Nachweis einer Zuverlässigkeit von 90% mit einer Aussagewahrscheinlichkeit von 90% bei Variation des Formparameters b_W von 1,25 und 2 sowie einem Schädigungsverhältnis k mit dem Faktor k=1-3 zeigt Bild 5.8.

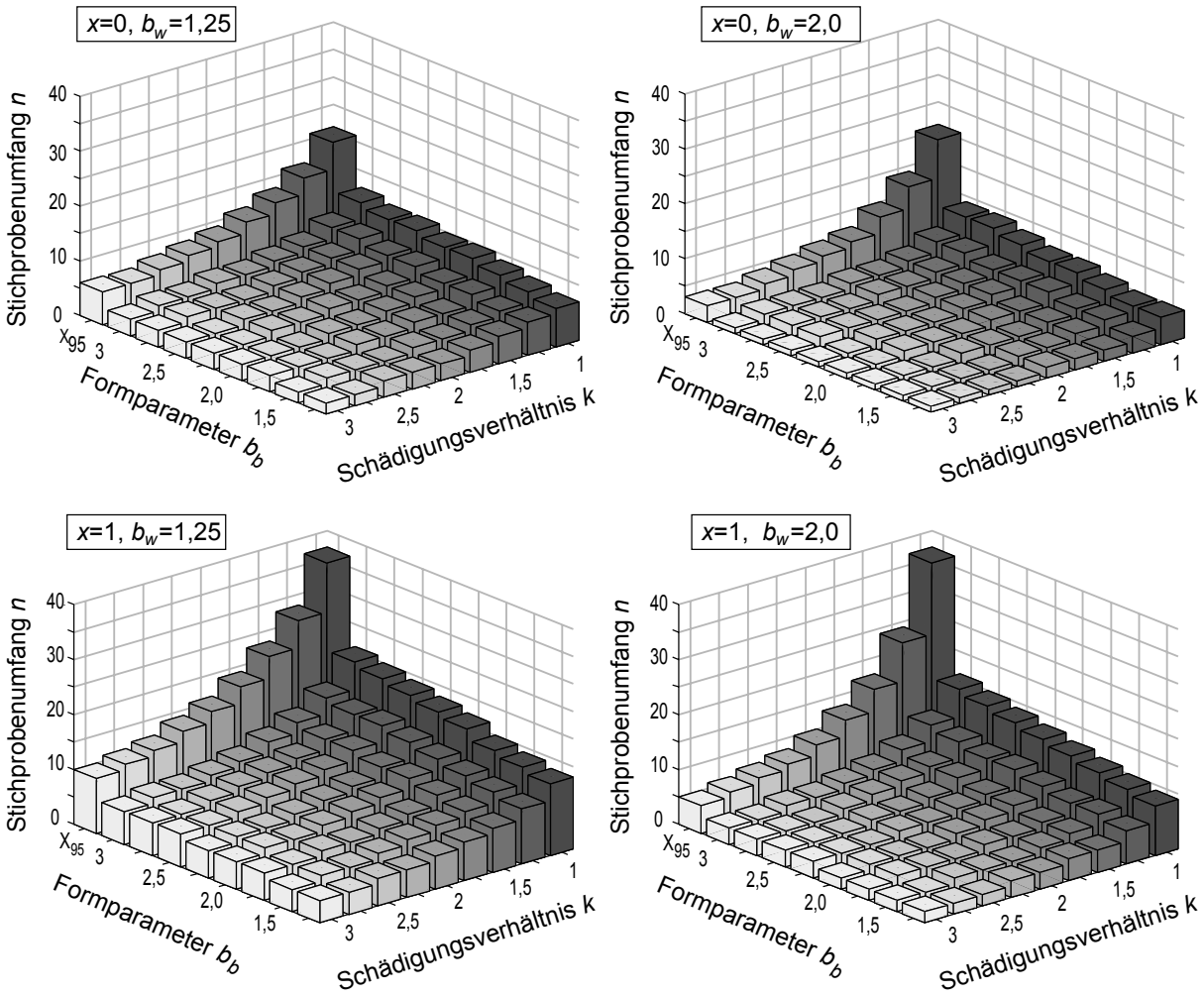


Bild 5.8: Stichprobenumfang für Zuverlässigkeitsforderung 90% und Aussagewahrscheinlichkeit 90%

Die klassische Vorgehensweise der Testplanung bezüglich des 95% Qunatils x_{95} in Bild 5.8 erfordert ohne Überbeanspruchung, d.h. k=1, 21 Teile zum Nachweis der Zuverlässigkeitsforderung. Mit zunehmender Überbeanspruchung k reduziert sich der erforderliche Stichprobenumfang auf n=5 Teile bei k=3. Wird nun die Zuverlässig-

keitsforderung auf die ganze Beanspruchungsverteilung f_b bezogen, zeigt sich eine weitere deutliche Reduzierung des notwendigen Stichprobenumfangs n. Diese Stichprobenreduktion wird umso größer, je linksseitiger die Beanspruchungsverteilung f_b, d.h. je kleiner der Formparameter b_b ist. Geht man in einem konservativen Fall von annähernd normalverteilter Beanspruchungsverteilung f_b aus ($b_b \approx 3{,}0$) reduziert sich der notwendige Stichprobenumfang um mindestens 40% gegenüber dem Ansatz zum Zuverlässigkeitsnachweis des 95% Quantils.

Zuverlässigkeit 95% und Aussagewahrscheinlichkeit 95%

In Bild 5.9 sind die Unterschiede des erforderlichen Stichprobenumfangs n für die klassische Vorgehensweise und dem Zuverlässigkeitsnachweis für die Feldbeanspruchung für eine Zuverlässigkeit von 95% mit einer Aussagewahrscheinlichkeit von 95% dargestellt.

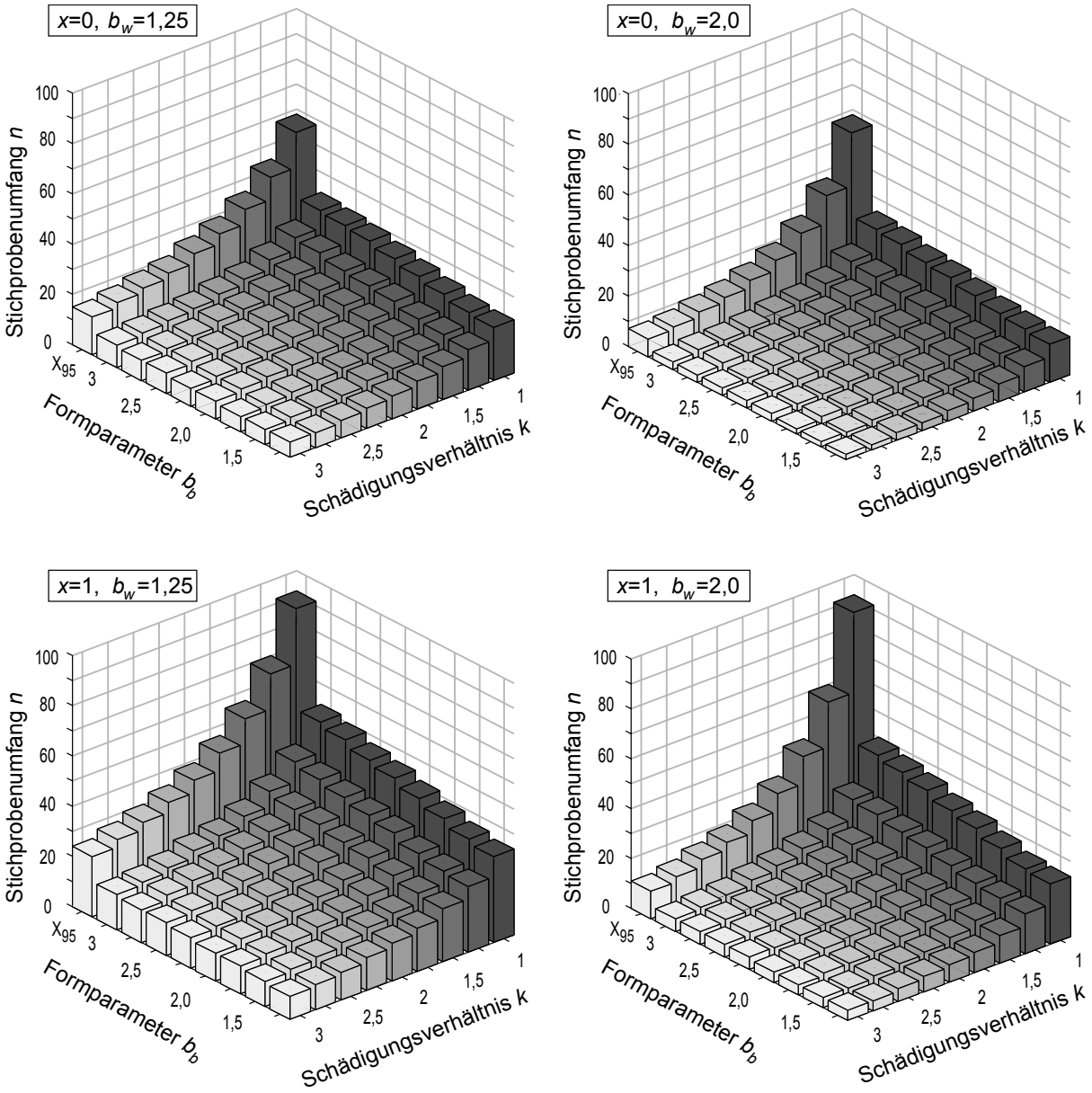


Bild 5.9: Stichprobenumfang für Zuverlässigkeitsforderung 95% und Aussagewahrscheinlichkeit 95%

Gleichzeitig wird eine Variation des Formparameters b_w von 1,25 und 2 sowie der Überbelastung von k=1-3 durchgeführt. Nach der klassischen Testplanung für das definierte 95% Quantil x_{95} der Beanspruchungsverteilung ist ein Stichprobenumfang von n=58 Teilen notwendig. Bei einer vorliegenden Überbeanspruchung im Zuverlässigkeitstest reduziert sich der notwendige Stichprobenumfang mit zunehmendem Faktor k. Wird die Zuverlässigkeitsaussage auf die Feldbeanspruchung erweitert, führt dies zu einer starken Reduktion des notwendigen Stichprobenumfangs n. Je nach Streuung der Beanspruchungsverteilung liegt diese Reduktion für kleine Werte von b_b wiederum im Bereich von 40-60%.

5.6 Kostenoptimale Zuverlässigkeitstestplanung

Bei durchzuführenden Zuverlässigkeitsnachweisen an Komponenten wird immer die Frage nach der Höhe der Zuverlässigkeitsforderung gestellt [24]. Damit verbunden sind die Randbedingungen, die durch die Methoden zur Zuverlässigkeitstestplanung entsprechend Kapitel 5.2 und 5.3 definiert werden müssen. Sehr häufig werden ökonomische Gesichtspunkte mit einbezogen, da die Erprobungskosten ein wesentliches Entscheidungskriterium bei der Festlegung des notwendigen Erprobungsumfangs darstellen [67][77].

Zwangsläufig hängen die Erprobungskosten vom erforderlichen Erprobungsaufwand ab, der zum Zuverlässigkeitsnachweis notwendig ist. Ein allgemeiner Zusammenhang zwischen der Zuverlässigkeit und den entstehenden Kosten für eine Komponente ist in Bild 5.10 dargestellt.

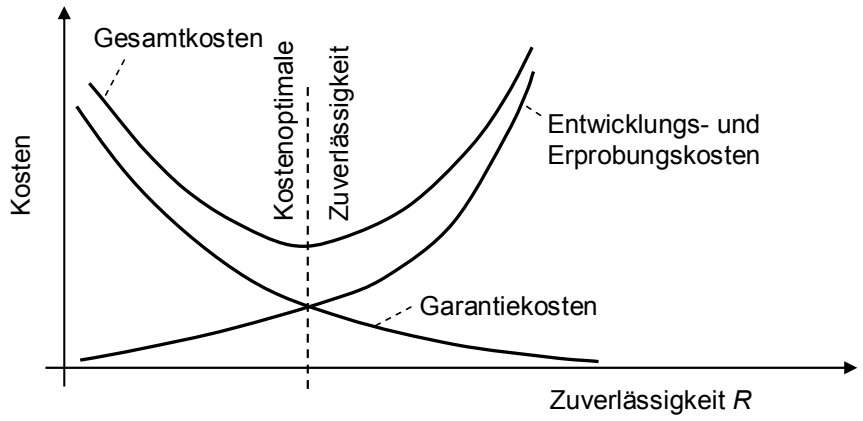


Bild 5.10: Prinzipieller Zusammenhang zwischen Kosten und Zuverlässigkeit

Eine sehr hohe Zuverlässigkeit der Komponente erfordert einen hohen Entwicklungs- und Erprobungsaufwand und führt infolgedessen zu hohen Kosten. Je höher die Zuverlässigkeit einer Komponente jedoch ist, desto geringer wird das Risiko sein, dass diese während der Garantiezeit ausfällt und daraus hohe Garantie- und Gewährleistungskosten resultieren. Betrachtet man die aus diesen beiden Gesichtspunkten ableitbaren Gesamtkosten in Abhängigkeit von der Zuverlässigkeit ergibt sich ein Gesamtkostenminimum, dass ein ökonomisches Optimum der Komponentenzuverlässigkeit darstellt. Es wird somit ersichtlich, dass ab diesem Zuverlässigkeitswert eine weitere Steigerung

der Zuverlässigkeit aus betriebswirtschaftlicher Sicht keinen Sinn mehr macht, da dann die Kosten für Entwicklung und Erprobung die aus der höheren Zuverlässigkeit resultierenden Einsparungen übersteigen.

Dieser Gesichtspunkt erfordert eine ökonomische Betrachtungsweise der Zuverlässigkeitsforderung in Abhängigkeit der auftretenden Gesamtkosten [10]. Eine unter ökonomischen Gesichtspunkten optimale Zuverlässigkeitstestplanung wird im Folgenden durch eine Optimierung der Erprobungskosten hinsichtlich der nachzuweisenden Mindestzuverlässigkeitsaussage abgeleitet [67].

5.6.1 Kostenoptimales Testplanungsmodell für geraffte Erprobungen

Bei dem hier entwickelten kostenoptimalen Zuverlässigkeitstestplanungsmodell werden die Gesamtkosten in Erprobungskosten K_p, Garantiekosten K_g sowie den Ersatzteilerlös K_e aufgesplittet [77]. Das Testplanungsmodell ermöglicht darüber hinaus die Beschreibung des Ausfallverhaltens mittels einer Weibullverteilung sowie die Berücksichtigung von gerafften Zuverlässigkeitstests. Somit können Versuchsrandbedingungen wie der Raffungsfaktor r sowie eine verlängerte oder verkürzte Prüfzeit t_p berücksichtigt werden.

Durch die Aufteilung der Gesamtkosten in Erprobungskosten, Garantiekosten sowie den Ersatzteilerlös werden nur Kosten und Erlöse berücksichtigt, die direkt aus Zuverlässigkeitstests der Erprobung abgleitet werden können, Bild 5.11. Andere Kosten wie Entwicklungskosten oder Fertigungskosten, die die Zuverlässigkeit ebenfalls beeinflussen, aber nicht direkt der Erprobung zugeordnet werden können, werden deshalb nicht berücksichtigt.

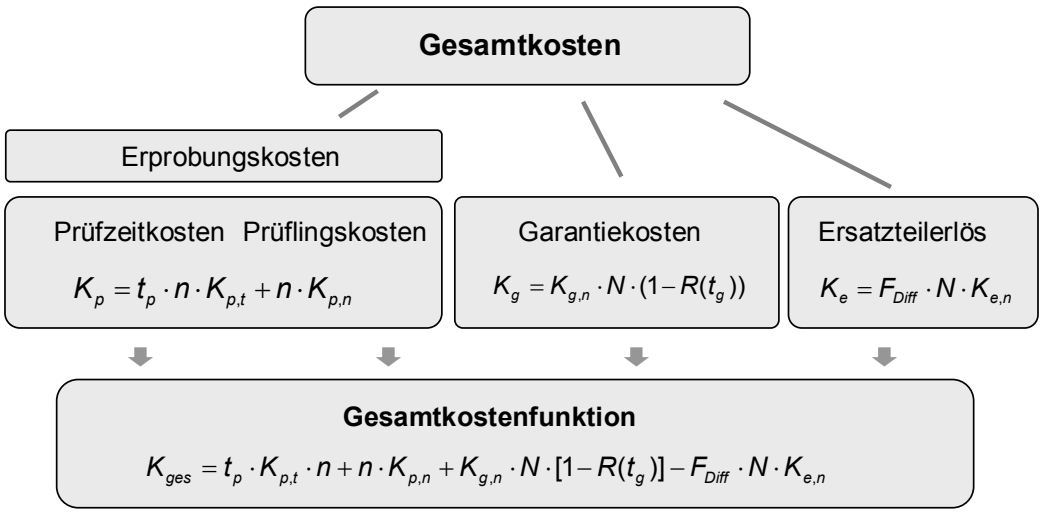


Bild 5.11: Zusammensetzung der Gesamtkosten

Die Erprobungskosten K_p werden weiter in Prüflingskosten $K_{p,n}$ und Prüfzeitkosten $K_{p,t}$ unterteilt. Die Prüflingskosten $K_{p,n}$ resultieren aus dem notwendigen Stichprobenumfang an zu prüfenden Komponenten n. Die Prüfstandskosten werden durch die Prüfdauer t_p hervorgerufen. Die Garantiekosten K_g leiten sind aus dem einzukalkulierenden Anteil an Komponenten n_f ab, der während der Garantiezeit von allen hergestellten

Komponenten N ausfällt. Der Erlös des Ersatzteilgeschäfts stellt einen Gewinn dar, da davon ausgegangen wird, dass der Anteil der nach der Garantiedauer t_g und der durchschnittlichen Gebrauchsdauer t_e ausfallenden Komponenten $n_{f,e}$ über ein Ersatzteilmarkt abgedeckt wird.

Das Ausfallverhalten einer Komponente wird mit einer zweiparametrigen Weibullverteilung beschrieben, womit sich der in Bild 5.12 dargestellte Verlauf der Ausfallwahrscheinlichkeit F in Abhängigkeit der Zeit ergibt. Dies ermöglicht eine flexible Beschreibung des Ausfallverhaltens sowie eine einfache Transformation von Zuverlässigkeitswerten.

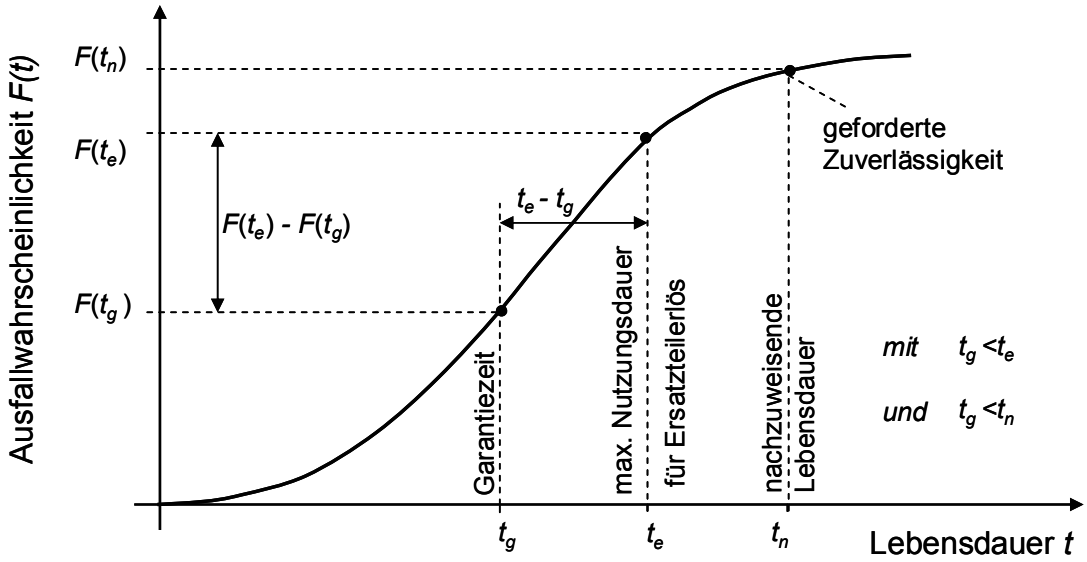


Bild 5.12: Kenngrößen des Ausfallverhaltens zur kostenoptimalen Testplanung

Charakteristische Werte der Ausfallwahrscheinlichkeit sind die Ausfallwahrscheinlichkeit $F(t_g)$ nach der Garantiezeit t_g, $F(t_n)$ bei der geforderten Betriebsdauer t_n sowie $F(t_e)$ am Ende der geschätzten Nutzungsdauer t_e. Geht man von der Ausfallwahrscheinlichkeit auf Zuverlässigkeiten über, so gilt für die Zuverlässigkeit $R(t_g)$ nach der Garantiezeit t_g bzw. für die Zuverlässigkeit $R(t_n)$ bei der nachzuweisenden Lebensdauerforderung t_n

$$R(t_g) = e^{-\left(\frac{t_g}{T}\right)^b} \quad \text{bzw.} \quad R(t_n) = e^{-\left(\frac{t_n}{T}\right)^b} . \tag{5.49}$$

Die Zuverlässigkeit $R(t_n)$ entspricht der nachzuweisenden Zuverlässigkeitsforderung bezogen auf die Lebensdauer t_n und wird im Rahmen der Zuverlässigkeitstestplanung aus den Ergebnissen der Erprobung abgeleitet. Aus einem gerafften Versuch leitet sich die nachzuweisende Zuverlässigkeit $R(t_n)$ in Abhängigkeit der Versuchsrandbedingungen mit der Raffung r und dem Lebensdauerverhältnis L_V sowie der Anzahl der Ausfälle x und dem Stichprobenumfang n aus der Zuverlässigkeitsdichte nach Gl.(5.17)

$$f(R) = \frac{R(t_n)^{(L_V \cdot r)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R(t_n)^{(L_V \cdot r)^b})^x}{\int_0^1 R(t_n)^{(L_V \cdot r)^b \cdot (n-x)} \cdot (1 - R(t_n)^{(L_V \cdot r)^b})^x \cdot dR} \tag{5.50}$$

ab. Für eine definierte Aussagewahrscheinlichkeit P_A ergibt sich die Zuverlässigkeit als untere Integralgrenze R_{min} aus

$$P_A = \int_{R_{\min}}^{1} f(R) \cdot dR \text{ mit } R = R(t_n). \tag{5.51}$$

Erprobungskosten

Die während der Erprobung entstehenden Erprobungskosten werden in die Prüflingskosten für die Anzahl n der zu erprobenden Komponenten sowie Prüfzeitkosten für die Prüfdauer t_p der Prüfstandsbenutzung unterteilt. Zur Bestimmung der Erprobungskosten K_p müssen somit die Prüflingskosten $K_{p,n}$ pro Prüfling und die Prüfzeitkosten $K_{p,t}$ pro Einheit und Stunde bekannt sein. Es gilt dann

$$K_p = t \cdot K_{p,t} \cdot n + n \cdot K_{p,n}. \tag{5.52}$$

Garantiekosten

Zur Bestimmung der Garantiekosten muss die Zuverlässigkeit $R(t_g)$ nach der Garantiezeit t_g ermittelt werden. Bei gegebenem Formparameter b ergibt sich diese aus der für die geforderte Lebensdauer t_n nachgewiesenen Zuverlässigkeit $R(t_n)$ über den Zusammenhang

$$R(t_g) = R(t_n)^{\left(\frac{t_g}{t_n}\right)^b} = R(t_n)^{(L_{VV})^b}. \tag{5.53}$$

Die bis zum Ende der Garantiezeit t_g ausfallenden Komponenten n_f berechnen sich aus der Anzahl aller verkauften Komponenten N und der Ausfallwahrscheinlichkeit $F(t_g)$ am Ende der Garantiezeit zu

$$n_f = N \cdot F(t_g) = N \cdot [1 - R(t_g)]. \tag{5.54}$$

Die während der Garantiezeit t_g auftretenden Ausfälle n_f stellen für das Unternehmen Kosten dar. Legt man die durchschnittlichen anfallenden Garantiekosten K_G pro Komponente zugrunde, so ergeben sich die bis zum Ende der Garantiezeit auftretenden Garantiegesamtkosten K_g aus dem Zusammenhang

$$K_g = K_{g,n} \cdot n_{f,g} = K_{g,n} \cdot N \cdot [1 - R(t_g)] = K_{g,n} \cdot N \cdot [1 - R(t_n)^{(L_{VV})^b}]. \tag{5.55}$$

Ersatzteilerlös

Fallen Komponenten nach dem Ende der Garantiezeit t_g aus, so muss der Kunde für die Kosten des entsprechenden Ersatzteils aufkommen. Dies stellt für das Unterneh-

men bei der Abwicklung des Ersatzteilmarktes wiederum einen Erlös dar. Für das hier etablierte Kostenmodell wird angenommen, dass ein Erlös aus Ersatzteilen nur aus dem Zeitraum zwischen dem Ende der Garantiezeit t_g und dem Ende einer durchschnittlichen maximalen Gebrauchszeit t_e erhalten werden kann. Dies wird dadurch begründet, dass das Nutzungsende der Komponente nicht bis zum theoretischen Ausfall aller Komponenten bezogen werden darf, sondern schon früher auftritt und der Austausch einer Komponente mit dem Ende der Zeit t_e nicht mehr rentabel ist. Um die Ersatzteilgesamtkosten zu bestimmen, muss bekannt sein, wie viele Komponenten zwischen dem Ende der Garantiezeit t_g und dem Ende der durchschnittlichen Gebrauchsdauer t_e ausfallen. Die Ausfallwahrscheinlichkeiten $F(t_g)$ bzw. $F(t_e)$ geben an, welcher Anteil bis zu den Zeitpunkten t_g bzw. t_e bereits ausgefallen sind. Die Differenz dieser beiden Ausfallwahrscheinlichkeiten ergibt ausgehend von der Gesamtzahl aller Einheiten N den Anteil der Einheiten, die zwischen t_g und t_e ausgefallen sind

$$F_{Diff}(t_g,t_e) = F(t_e) - F(t_g) = R(t_g) - R(t_e)\,. \tag{5.56}$$

Wird von der Gesamtanzahl N aller ausgelieferten Einheiten ausgegangen, leitet sich der Ersatzteilbedarf $n_{f,e}$ nach der Garantiezeit aus folgendem Zusammenhang ab

$$n_{f,e} = N \cdot F_{Diff}(t_g,t_e) = N \cdot \big(F(t_e) - F(t_g)\big) = N \cdot \big(R(t_g) - R(t_e)\big). \tag{5.57}$$

Die Ersatzteilgesamtkosten K_e nach der Garantiezeit berechnen sich aus den Ersatzteilkosten $K_{e,n}$ pro Komponente und der Anzahl der Ersatzteile $n_{f,e}$ zu

$$K_e = F_{Diff} \cdot N \cdot K_{e,n}\,. \tag{5.58}$$

Gesamtkosten

Die Gesamtkosten K_{ges} werden wie erläutert aus den Erprobungs- und Garantiekosten K_p und K_g sowie aus dem Ersatzteilerlös K_e abgeleitet, womit die Gesamtkosten zu

$$\begin{aligned} K_{ges} &= K_p + K_g - K_e \\ &= t_p \cdot K_{p,t} \cdot n + n \cdot K_{p,n} + K_{g,n} \cdot N \cdot [1 - R(t_n)^{(L_{VV})^b}] - F_{Diff} \cdot N \cdot K_{e,n}\,. \end{aligned} \tag{5.59}$$

berechnet werden. In dieser Gesamtkostenfunktion werden die Kosten $K_{p,t}$, $K_{p,n}$, K_g, sowie der Erlös $K_{e,n}$ als feste Größen vorgegeben. Wird weiterhin die Aussagewahrscheinlichkeit P_A als fest vorgegeben angenommen, sind die Gesamtkosten nur noch abhängig von den Parametern Stichprobenumfang n, Raffungsfaktor r und Lebensdauerverhältnis L_v (Prüfzeit). Wird zudem der Raffungsfaktor fest vorgegeben, so ist die Gesamtkostenfunktion nur abhängig vom Stichprobenumfang n und der Prüfzeit t_p

Die Abhängigkeit der Gesamtkostenfunktion von diesen beiden Parametern führt zu einem Minimum der Gesamtkosten. Dies ist in dem Höhenliniendiagramm in Bild 5.13 dargestellt. Die sich ergebenden Höhenlinien zeigen den Verlauf von Kurven gleicher Gesamtkosten. Das Minimum der Kosten zeigt die kleinste geschlossene Höhenlinie. Die bei dieser kostenoptimalen Zuverlässigkeitsprüfung erhaltene Stückzahl und Prüfzeit stellen das betriebswirtschaftliche Optimum zwischen Kosten und nach-

gewiesener Zuverlässigkeit dar. Bei der Anwendung des entwickelten Kostenmodells kann es der Fall sein, dass aufgrund der Binomialverteilung das Minimum der Gesamtkostenfunktion zu sehr kleinen Stichprobenumfängen und sehr hohen Prüfzeiten konvergiert. Diese Prüfzeiten sind im realistischen Prüfbetrieb nicht mehr umsetzbar.

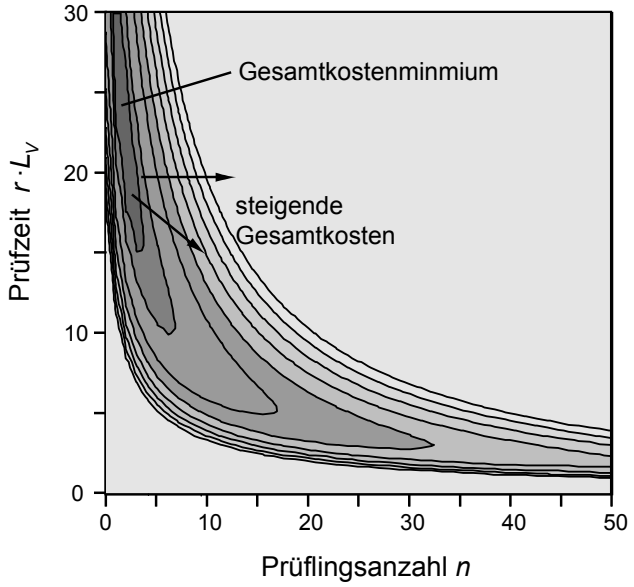


Bild 5.13: Höhenliniendiagramm der Gesamtkosten in Abhängigkeit von Prüflingsanzahl und Prüfzeit

Somit muss bei der Planung von Zuverlässigkeitstests nach diesem Modell vom absoluten Minimum der Gesamtkostenfunktion abgekommen werden. Es muss dann vielmehr für die maximal erreichbare Prüfzeit und Raffung der ideale Stichprobenumfang und damit die für diesen Fall optimale Zuverlässigkeit ermittelt werden. Diese stellt dann nicht mehr das globale Kostenoptimum dar, sondern das Kostenoptimum für die vorgegebenen Versuchsrandbedingungen der Prüfzeit.

5.6.2 Beispiel zur kostenoptimalen Zuverlässigkeitstestplanung

Im folgenden Beispiel soll der Ansatz zur kostenoptimalen Zuverlässigkeitstestplanung einer Komponente aufgezeigt werden. Dazu wird von einer mechanischen Komponente ausgegangen, die durch eine definierte Belastung und Lastwechselanzahl beansprucht wird. Durch eine Raffung der Beanspruchung und der Prüfzeit am Prüfstand kann ein Raffungsfaktor erreicht werden. Ziel ist es, abhängig von den entstehenden Gesamtkosten, die Randbedingungen wie z.B. den zu erprobenden Stichprobenumfang n und die Prüfzeit t_p zu definieren sowie das Risiko der auftretenden Gesamtkosten einzukalkulieren.

Unter Berücksichtigung der in Tabelle 5.3 aufgeführten Parameter sind in Bild 5.14a)-c) die Gesamtkosten und die notwendige Zuverlässigkeit in Abhängigkeit von der Prüfzeit, bezogen auf Lastwechsel, und der Anzahl an Prüflingen dargestellt. Aus dem Höhenschnitt der Gesamtkosten in Bild 5.14d) wird deutlich, dass für die maximale Prüfzeit von 3.000.000 Lastwechseln noch kein absolutes Minimum erreicht wird. Die geringsten Gesamtkosten werden bei maximaler Prüfzeit erreicht.

Tabelle 5.3: Randbedingungen zur kostenoptimalen Zuverlässigkeitstestplanung

Anzahl der Ausfälle x während des Versuchs	0	Prüfkosten pro 1.000 LW	5
Ausfallverhalten b	1.3	Prüfkosten pro Prüfling	200
Aussagewahrscheinlichkeit P_A	90%	Garantiekosten pro Stück	1500
nachzuweisende Lebensdauer in Lastwechsel t_n	3.000.000	Ersatzerlös pro Stück	300
Garantiezeit t_g in Lastwechsel	1.200.000		
Zeit bis Ersatzteilerlös in Lastwechsel t_e	2.500.000		
produzierte Stückzahl N	20.000		
Raffungsfaktor r	20		

In Bild 5.14c) wird die dazu notwendige Zuverlässigkeit verdeutlicht. Um jeweils im Bereich der geringsten Gesamtkosten zu liegen, müssen Zuverlässigkeiten von R=98-99% für die 3.000.000 Lastwechsel nachgewiesen werden. Mittels dieses Beispiels wird der Vorteil der kostenoptimalen Zuverlässigkeitstestplanung deutlich. Die Zuverlässigkeitsforderung wird rein von ökonomischen Gesichtspunkten abhängig gemacht, womit eine zu hohe oder zu niedrige Zuverlässigkeitsforderung vermieden wird.

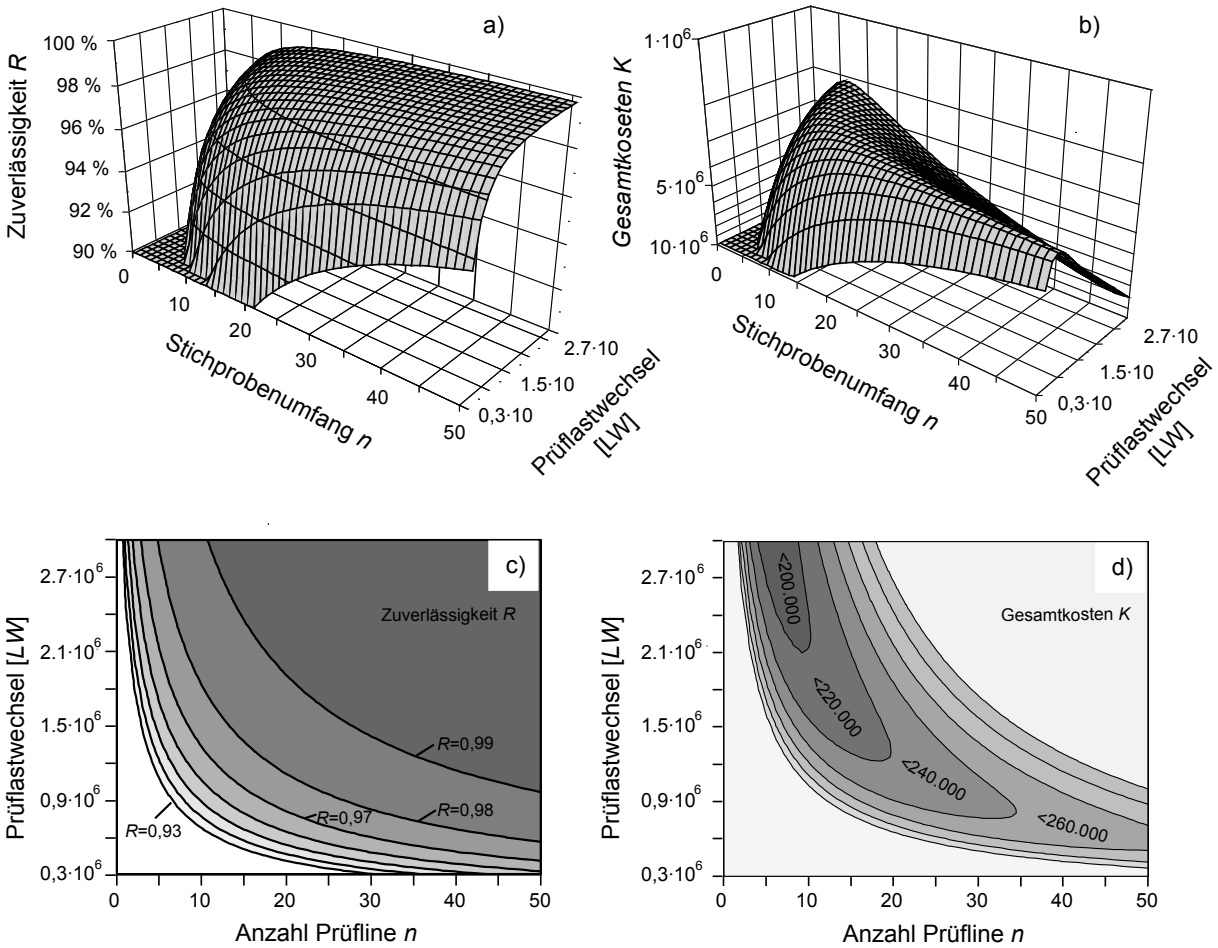


Bild 5.14: Zusammenhang zwischen Kosten und Zuverlässigkeit

6 Dauerfestigkeitsermittlung mechanischer Komponenten

Eine Vielzahl von Getriebekomponenten wird dauerfest ausgelegt. Im Rahmen der Zuverlässigkeitsbewertung muss für diese Komponenten die Zuverlässigkeit auf dem maximalen Betriebslastniveau zum Dauerfestigkeitsnachweis ermittelt werden.

6.1 Verfahren zur Dauerfestigkeitsermittlung

Die wesentlichen Methoden und Verfahren zur Ermittlung der Dauerfestigkeit können systematisch hinsichtlich der Versuchsdurchführung in Prüfungen auf einem oder mehreren Lasthorizonten gegliedert werden, Bild 6.1 [14][15]. Gemeinsam ist den meisten Verfahren, dass alle Prüflinge bis zur Ecklastspielzahl N_D, dem Beginn des Dauerfestigkeitsbereiches, getestet werden müssen, Bild 6.2. Nur das Locativerfahren und das Laststeigerungsverfahren erfüllen dieses Kriterium nicht.

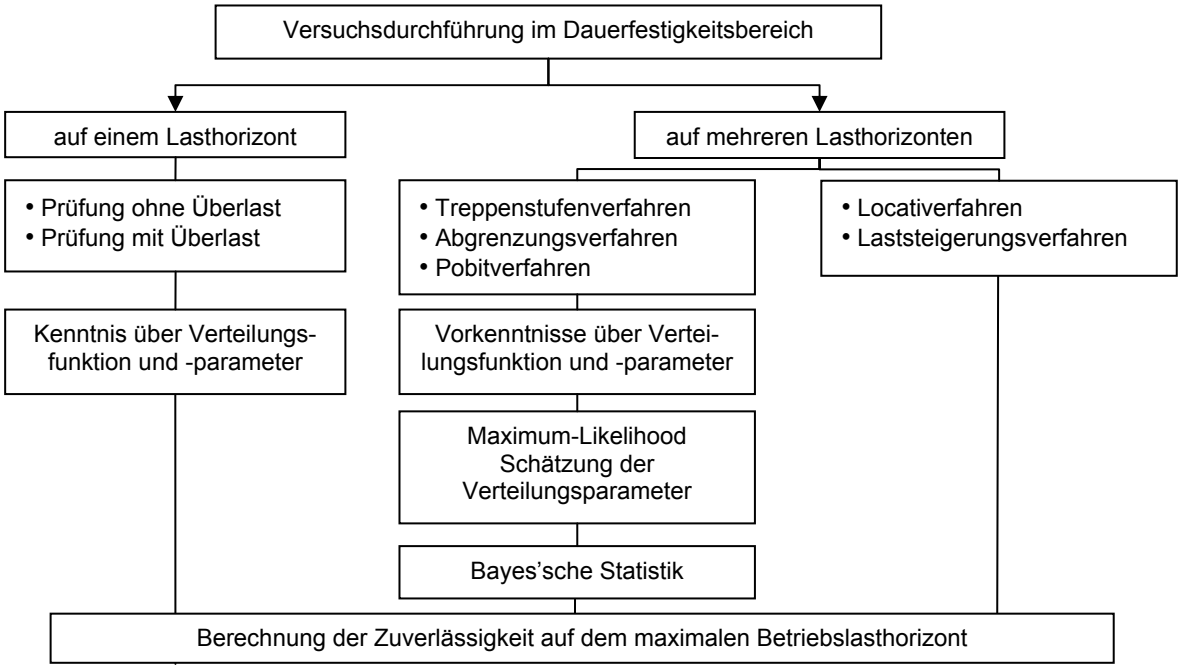


Bild 6.1: Verfahren zur Ermittlung der Dauerfestigkeit mechanischer Komponenten

Bei der Versuchsdurchführung auf einem Lasthorizont kann zwischen der Prüfung mit und ohne Überlast unterschieden werden. Bei der Prüfung mit Überlast muss die Art der Verteilungsfunktion der Dauerfestigkeitswerte sowie deren Verteilungsparameter festgelegt werden. Meist werden Versuche mit Überlast durchgeführt, die bei gleichem Versuchsergebnis wie ohne Überlast zu einer höheren statistischen Aussagekraft füh-

ren. Diese Vorgehensweise ist sinnvoll falls nur eine geringe Anzahl von Prüflingen zur Verfügung steht.

Kann auf eine größere Anzahl von Komponenten zurückgegriffen werden und steht genügend Versuchszeit zur Verfügung, können die Komponenten auf mehreren Last- bzw. Spannungshorizonten geprüft werden. Dies ermöglicht es, die Parameter der Dauerfestigkeitsverteilung, wie etwa Mittelwert oder Standardabweichung, zu ermitteln. Klassische Verfahren, die hierfür eine systematische Vorgehensweise zur Verfügung stellen, sind das Treppenstufenverfahren [97][100][101], das Probitverfahren und das Abgrenzungsverfahren [99]. Zur numerischen Auswertung der Versuchsergebnisse und Berechnung der Verteilungsparameter kann die Maximum-Likelihood Methode verwendet werden. Liegen darüber hinaus Vorkenntnisse über die Parameter der Verteilungsfunktion, etwa aus Datenbanken, Fachliteratur oder in Form von subjektivem Vorwissen vor, so können diese mittels der Bayes-Statistik eingebracht werden. Hierdurch kann zum einen der notwendige Stichprobenumfang reduziert werden oder zum anderen bei gleichem Stichprobenumfang die Qualität der Aussage gesteigert werden.

Bei beiden Vorgehensweisen, Versuchsdurchführung auf einem oder mehreren Lasthorizonten, muss die Art der Verteilungsfunktion festgelegt werden. Welche Verteilungsfunktion im Dauerfestigkeitsbereich für eine bestimmte Komponente zugrunde gelegt werden soll, kann empirisch kaum ermittelt werden. Sinnvolle Anwendung finden die logarithmische Normalverteilung, die Normalverteilung, die Weibullverteilung und die Logitverteilung.

6.2 Versuchsdurchführung auf einem Lasthorizont

Steht aus Kosten- und Zeitgründen nur eine geringe Anzahl von Prüflingen für die Freigabeprüfung zur Verfügung, können diese auf einem Lasthorizont mit oder ohne Überlast geprüft werden [106].

6.2.1 Prüfung ohne Überlast

Werden die Prüflinge auf einem Prüfhorizont geprüft, welcher der nachzuweisenden maximalen Betriebslast entspricht, Bild 6.2, wird die Ausfallwahrscheinlichkeit F und Aussagewahrscheinlichkeit P_A aus dem Binomialsatz oder der Betaverteilung berechnet, vgl. Kapitel 2.3.9. Hierzu müssen alle Prüflinge bis zur angenommenen Ecklastspielzahl N_D geprüft werden. Ausgehend vom Versuchsergebnis, d.h. Anzahl der Brüche x bzw. der Durchläufer $n - x$, berechnet sich die Zuverlässigkeit R mit der geforderten Aussagewahrscheinlichkeit P_A für die Betaverteilung nach [20] zu

$$P_A = \int_R^1 \frac{1}{\beta(n-x, x+1)} R^{n-x-1} (1-R)^x \, dR \,. \tag{6.1}$$

Nachteil bei der Versuchsdurchführung auf einem Lasthorizont ohne Lastüberhöhung ist, dass ein großer Stichprobenumfang notwendig ist, um eine hohe Zuverlässigkeit mit entsprechend hoher Aussagewahrscheinlichkeit nachzuweisen. Deshalb werden

Versuche mit geringen Stückzahlen meist auf einem höheren Beanspruchungshorizont durchgeführt, wobei sich bei gleichem Versuchsergebnis und gleicher Aussagewahrscheinlichkeit eine höhere Zuverlässigkeitsaussage ableiten lässt.

6.2.2 Prüfung mit Überlast

Werden die Prüflinge unter einer höheren Beanspruchung als der maximalen Betriebsbeanspruchung geprüft, kann diese Überbelastung in der statistischen Auswertung berücksichtigt werden [106]. Dazu müssen Informationen über die Dauerfestigkeitsverteilung und deren Streuung s bzw. Streuspanne T, zur Verfügung stehen. Darüber hinaus müssen die max. Betriebsbeanspruchung σ_0, die Prüfbeanspruchung σ_1, die Anzahl der Prüflinge n und die Anzahl der Ausfälle x nach der Prüfung bekannt sein, Bild 6.2. Die Höhe der Überbeanspruchung wird in der Regel aufgrund von Erfahrungen angesetzt. Die Prüflinge werden auf einem definierten Prüflasthorizont, mit entsprechender Überlast, bis zur Grenzlastspielzahl N_D geprüft. Ausgehend vom Versuchsergebnis auf dem Prüflasthorizont σ_1, d.h. Anzahl der Brüche und Durchläufer, wird mittels der definierten Verteilungsfunktion die Ausfallwahrscheinlichkeit des maximalen Betriebslastniveaus σ_0 berechnet. Dies wird im folgenden Kapitel näher verdeutlicht.

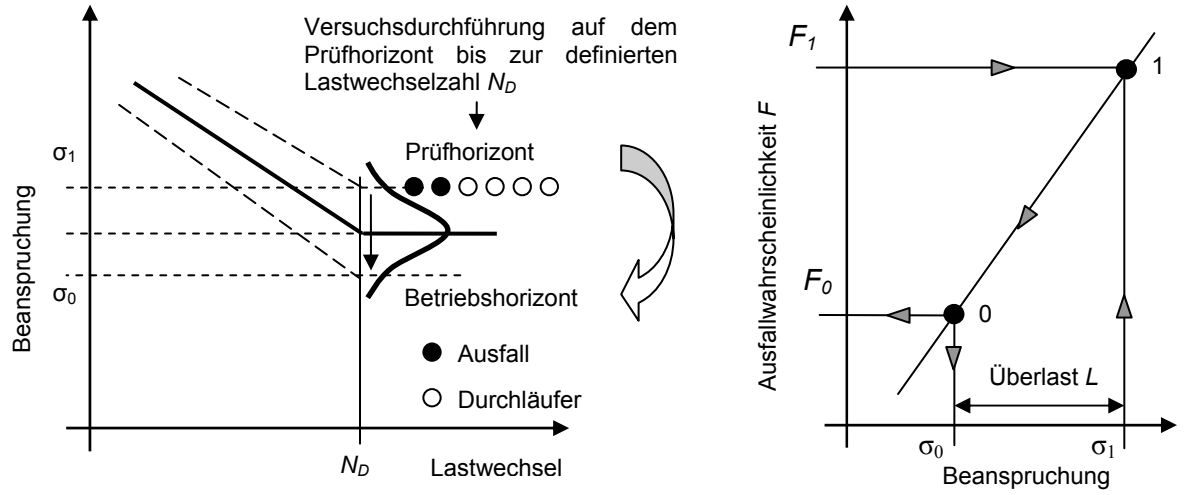


Bild 6.2: Ermittlung der Dauerfestigkeitsgrenze durch Prüfung mit Überlast [106]

6.2.2.1 Berechnung der Ausfallwahrscheinlichkeit und Zuverlässigkeit

Die Vorgehensweise zur Berechnung der Ausfallwahrscheinlichkeit auf dem nachzuweisenden Betriebslasthorizont wird nachfolgend für lognormalverteilte Dauerfestigkeitswerte erläutert. Die Log-Normalverteilung lässt sich auf die Standardnormalverteilung transformieren. Die Transformation des Merkmals, hier der Beanspruchung σ, durch den Mittelwert μ und die Standardabweichung s auf die Variable u erfolgt nach

$$u = \frac{\log\sigma - \mu}{s}. \tag{6.2}$$

Für zwei unterschiedlich hohe Beanspruchungshorizonte σ_1 und σ_0 ergeben sich die transformierten Variablen u_1 und u_0 zu

$$u_1 = \frac{\log \sigma_1 - \mu}{s} \text{ bzw. } u_0 = \frac{\log \sigma_0 - \mu}{s}. \tag{6.3}$$

Eine Verknüpfung dieser beiden Gleichungen über den Mittelwert μ ergibt

$$u_0 = u_1 - \frac{1}{s}\log\left(\frac{\sigma_1}{\sigma_0}\right). \tag{6.4}$$

Sind für eine Beanspruchungshöhe σ_1 die entsprechende transformierte Variable u_1, das Verhältnis σ_1/σ_0 zwischen den beiden Beanspruchungshöhen σ_1 und σ_0 sowie die Standardabweichung s bekannt, so kann die entsprechende transformierte Variable u_0 bestimmt werden. Das Verhältnis zwischen den beiden Beanspruchungshöhen σ_1 und σ_0 wird als Lastüberhöhung L bezeichnet

$$L = \frac{\sigma_1}{\sigma_0}. \tag{6.5}$$

Die Ausfallwahrscheinlichkeit F_0 auf dem Beanspruchungshorizont σ_0 berechnet sich aus der Standardnormalverteilung zu

$$F_0 = \Phi\left[u_1(\sigma_1) - \frac{1}{s}\log\left(\frac{\sigma_1}{\sigma_0}\right)\right] = \Phi\left[u_1(\sigma_1) - 2{,}58 \cdot T \cdot \log\left(\frac{\sigma_1}{\sigma_0}\right)\right], \tag{6.6}$$

woraus sich die Mindestzuverlässigkeit

$$R_0 = 1 - F_0 \tag{6.7}$$

ableitet. Die Standardabweichung s kann durch die Streuspanne T=2,58·s für die logarithmische Normalverteilung ersetzt werden [105][107]. Die Streuspanne T beschreibt das Verhältnis des 90% Quantils x_{90} zum 10% Quantil x_{10} einer Verteilung mit

$$T = \frac{x_{90}}{x_{10}}. \tag{6.8}$$

Die Variable u_1 wird mittels der Versuchsergebnisse, Anzahl der Brüche und Durchläufer, des Überlastversuchs bestimmt. Hierzu wird aus der Beta- oder Binomialverteilung die Ausfallwahrscheinlichkeit mit entsprechender Aussagewahrscheinlichkeit berechnet. Diese Ausfallwahrscheinlichkeit wird aus den Wahrscheinlichkeitstabellen der Standardnormalverteilung [1] in die entsprechende Variable u_1 umgerechnet.

6.2.3 Vergleich der Ergebnisse für drei Verteilungsfunktionen

Wesentliche Einflussparameter auf die nachzuweisende Zuverlässigkeit auf dem nachzuweisenden Betriebshorizont sind die Lastüberhöhung L, Streuspanne T, Anzahl der

Ausfälle x sowie der Stichprobenumfang n. Die Abhängigkeit der Zuverlässigkeit von diesen Parametern zeigen Bild 6.3 bis Bild 6.6. Zur Analyse des Einflusses der Art der Dauerfestigkeitsverteilung wurden die logarithmische Normalverteilung, die Logitverteilung sowie die Normalverteilung herangezogen. Die Abhängigkeit der Zuverlässigkeit R von der gewählten Lastüberhöhung L, des Stichprobenumfangs n für eine Erprobung ohne Ausfälle mit x=0 und mit zwei Ausfällen x=2, eine Aussagewahrscheinlichkeit von P_A=95% und der Streuspanne T =1,3 zeigen Bild 6.3 und Bild 6.4.

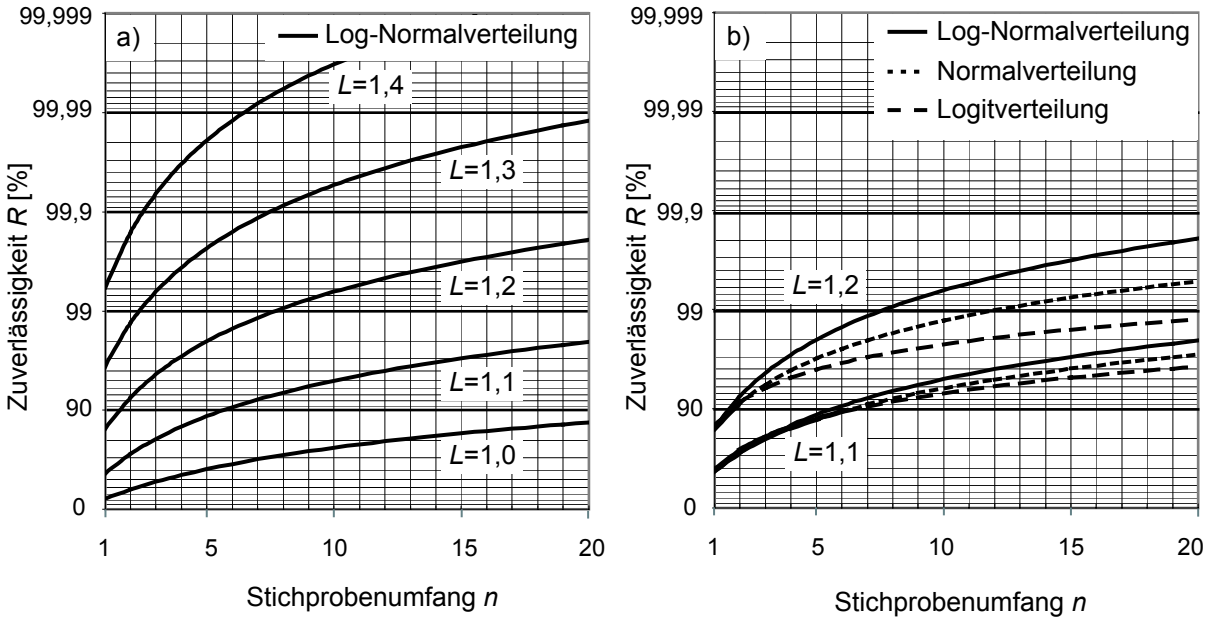


Bild 6.3: Abhängigkeit der Zuverlässigkeit (P_A=95%; T=1,3; x=0)

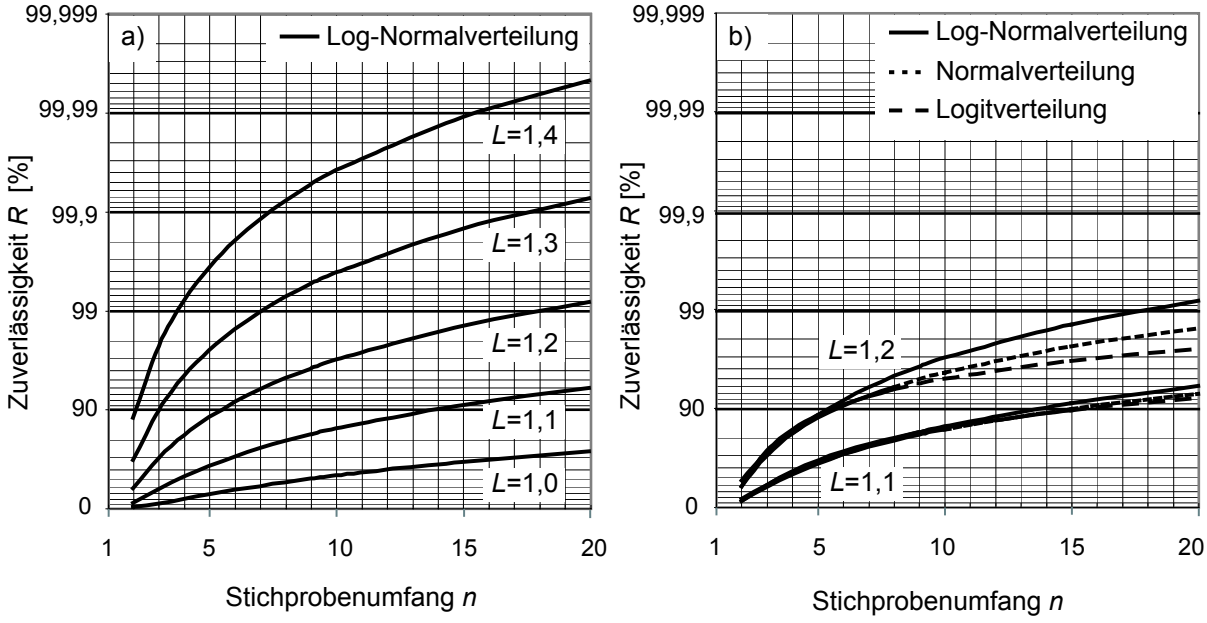


Bild 6.4: Abhängigkeit der Zuverlässigkeit (P_A=95%; T=1,3; x=2)

Es zeigt sich, je höher die Lastüberhöhung eines Versuchs gewählt wird, desto höher ist die nachgewiesene Zuverlässigkeit und desto geringer ist somit die Ausfallwahr-

scheinlichkeit auf dem Betriebshorizont. Jedoch muss das Versuchsergebnis identisch sein. Die logarithmische Normalverteilung liefert die optimistischeren Zuverlässigkeitswerte. Die Logitverteilung liefert dahingegen sehr konservative Dauerfestigkeitswerte. Zwischen diesen beiden Verteilungen liegt die Normalverteilung.

Die Analyse des Einflusses der Streuspanne T zeigen Bild 6.5 und Bild 6.6 im Vergleich zu Bild 6.3 und Bild 6.4. Hierbei wurde eine geringe Streuspanne von T=1,2 angenommen. Variiert wurden die Lastüberhöhung L sowie der Stichprobenumfang n für eine Erprobung ohne Ausfälle mit x=0 und mit zwei Ausfällen x=2.

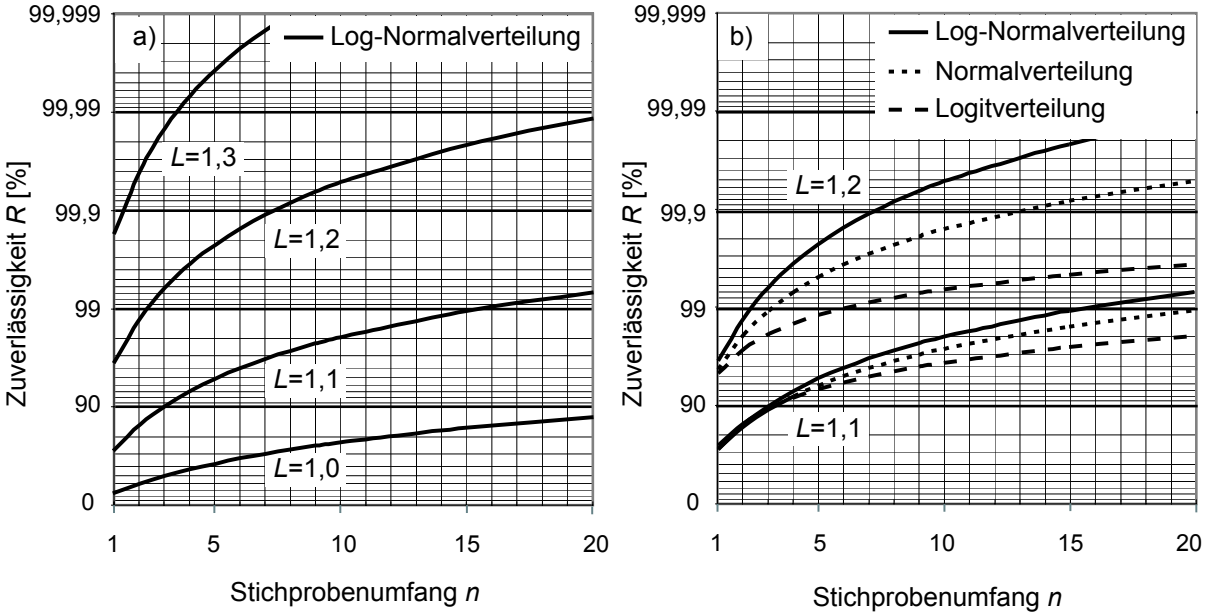


Bild 6.5: Abhängigkeit der Zuverlässigkeit (P_A=95%; T=1,2; x=0)

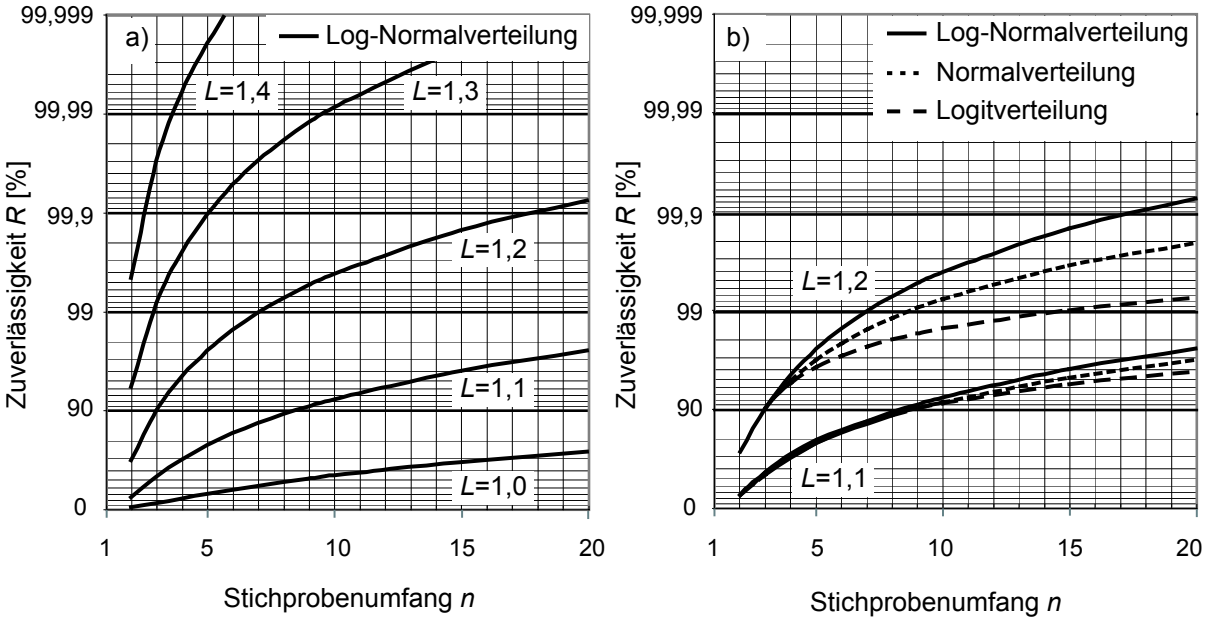


Bild 6.6: Abhängigkeit der Zuverlässigkeit (P_A=95%; T=1,2; x=2)

Die berechnete Zuverlässigkeit bezieht sich auf eine Aussagewahrscheinlichkeit von P_A=95%. Es zeigt sich bei gleicher Lastüberhöhung eine deutlich höhere nachweisbare Zuverlässigkeit als bei der Streuspanne T=1,3. Die logarithmische Normalverteilung liefert wiederum die optimistischeren Zuverlässigkeitswerte. Die Logitverteilung und die Normalverteilung liefern wieder konservativere Zuverlässigkeitskennwerte.

6.2.4 Beispiel zur Prüfung mit Überlast

Für den Zuverlässigkeitsnachweis von Federn wird eine Erprobung mit der Überlast L=1,2, hervorgerufen durch einen höheren Federhub, bis zur geforderten Lastwechselzahl durchgeführt. Die Streuung im Dauerfestigkeitsbereich wird durch eine Steuspanne von T=1,25 nach der logarithmischen Normalverteilung angenommen. Gefordert wird eine Aussagesicherheit von P_A=99% und eine Zuverlässigkeit von R=99%. Geprüft werden insgesamt 22 Federn bis zur definierten Grenzlastwechselzahl. Es sind 2 Ausfälle aufgetreten. Mittels dieses Versuchsergebnisses ergibt sich nach Gl.(6.6) eine Zuverlässigkeit von R=99,5%, womit die Zuverlässigkeitsforderung erfüllt wird.

6.3 Versuchsdurchführung auf mehreren Lasthorizonten

Zur Ermittelung des Mittelwertes und der Varianz der angenommenen Dauerfestigkeitsverteilung, werden Versuche zur Bestimmung des Dauerfestigkeitsbereiches auf verschieden hohen Lasthorizonten durchgeführt, Bild 6.7.

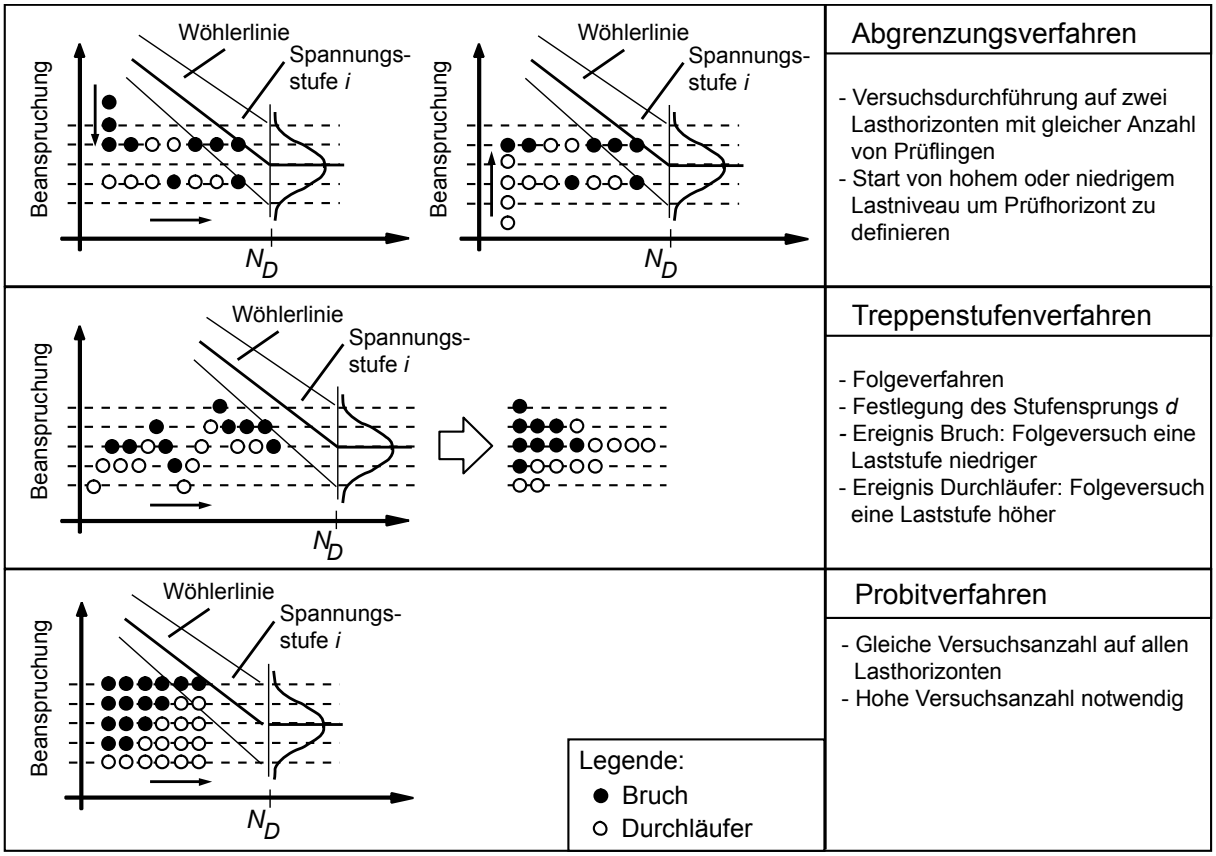


Bild 6.7: Verfahren zur Versuchsdurchführung auf mehreren Lasthorizonten

Klassische Verfahren, die eine systematische Vorgehensweise zur Bestimmung der Verteilungsparameter liefern, sind das Treppenstufenverfahren [99][100], Probitverfahren und Abgrenzungsverfahren [97]. Dem Probit- und Abgrenzungsverfahren liegen grafische Auswertemethoden in Wahrscheinlichkeitsnetzen zugrunde, welche die Angabe der Verteilungsgeraden im jeweiligen Wahrscheinlichkeitsnetz ermöglichen. Eine Angabe von Vertrauensbereichen wird jedoch nicht berücksichtigt. Die Auswertung von Treppenstufenversuchen unter Berücksichtigung von Vertrauensbereichen erfolgt mittels Diagrammen.

Alternativ zu den grafischen Auswerteverfahren der erwähnten Methoden ermöglicht die Maximum-Likelihood Methode die Parameterermittlung der Dauerfestigkeitsverteilung mit Vertrauensbereichen. Somit kann auf die grafischen Vorgehensweisen und Auswertungen der klassischen Methoden verzichtet und Vertrauensbereiche numerisch bestimmt werden. Darüber hinaus lassen sich durch die Anwendung der Bayes Methode Vorkenntnisse über die Verteilungsparameter berücksichtigen. Dies entspricht einem praktischen ingenieurmäßigen Vorgehen, welches es ermöglicht, bereits vorhandenes Wissen einzubringen und somit zu nutzen.

6.3.1 Auswertung mit der Maximum-Likelihood Methode

Zur Auswertung von Dauerfestigkeitsversuchen mit der Maximum-Likelihood Methode und Ermittlung von Vertrauensbereichen müssen die Versuchsereignisse auf den einzelnen Lasthorizonten bekannt sein. Die Maximum-Likelihood Funktion

$$L = f(\psi \mid \mu, \sigma) = K \cdot \prod_{i=0}^{k} F_i^{B_i} \cdot (1 - F_i)^{D_i} \tag{6.9}$$

leitet sich aus den Brüchen B_i und den Durchläufern D_i auf dem jeweiligen Beanspruchungshorizont i, zusammengefasst im Stichprobenvektor ψ, unter Berücksichtigung einer Konstanten K ab [106]. Für die Dauerfestigkeitsverteilung F_i muss eine Verteilungsfunktion angenommen werden. Für normalverteilte Dauerfestigkeitswerte ergibt sich die Ausfallwahrscheinlichkeit F_i auf dem jeweiligen Spannungshorizont σ_i zu

$$F_i = \frac{1}{\sigma_D \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^{\sigma_i} e^{-\frac{1}{2}\cdot\left(\frac{\sigma' - \mu}{\sigma}\right)^2} d\sigma' . \tag{6.10}$$

Der Vorteil in der Auswertung von Dauerschwingversuchen nach der Maximum-Likelihood Methode ist darin zu sehen, dass alle Versuchsergebnisse berücksichtigt werden, womit der gesamte Informationsgehalt aller Versuche zur statistischen Aussagefähigkeit genutzt wird. Versuchsergebnisse müssen somit nicht auf bestimmten Spannungsstufen vorliegen, die nach einem gezielten Schema geprüft wurden. Dadurch kann eine flexible Versuchsdurchführung gestaltet werden, die auch von den klassischen Methoden und Vorgehensweisen abweichen kann.

Der Informationsgehalt der Maximum-Likelihood Funktion ist abhängig von der Anzahl der durchgeführten Versuche und der Anzahl an Brüchen und Durchläufern die auf dem jeweiligen Beanspruchungshorizont auftreten. Bei sehr geringer Versuchsan-

zahl kann aus der Maximum-Likelihood Funktion keine Parameterschätzung abgeleitet werden.

6.3.2 Integration von Vorkenntnissen mit der Bayes Statistik

Meist stehen schon vor der Durchführung von Dauerfestigkeitserprobungen Kenntnisse oder Annahmen über Grenzwerte der Dauerfestigkeitsverteilung zur Verfügung. Auch wenn die absoluten Werte der Parameter der Dauerfestigkeitsverteilung nicht angegeben werden können, Ziel ist es ja genau diese zu bestimmen, so kann oft eine obere bzw. eine untere Schranke eines möglichen Intervalls angegeben werden, in welchem sich die Parameter der Dauerfestigkeitsverteilung mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit befinden.

Dieses Vorwissen kann mittels der Bayes Statistik bei der Versuchsauswertung berücksichtigt werden [98]. Geht man davon aus, dass der Verteilungstyp der Dauerfestigkeitswerte einer Normalverteilung mit den zwei Verteilungsparametern Mittelwert μ und Standardabweichung σ entspricht, werden diese zwei Variablen im Rahmen der Bayes'schen Statistik als Zufallsvariablen aufgefasst. Diese können durch eine a-priori Verteilung $f(\mu, \sigma)$ beschrieben werden und fassen die Vorkenntnisse über die Verteilungsparameter zusammen. Die Anwendung der Bayes Statistik auf die Auswertung von Dauerfestigkeitsversuchen ergibt die a-posteriori Verteilungsdichte

$$\begin{aligned} f(\mu,\sigma \mid \psi) &= \frac{f(\psi \mid \mu,\sigma)\cdot f(\mu,\sigma)}{\iint f(\psi \mid \mu,\sigma)\cdot f(\mu,\sigma)d\mu d\sigma} \\ &= \frac{\prod_{i=0}^{k} F_i^{B_i}\cdot(1-F_i)^{D_i}\cdot f(\mu,\sigma)}{\iint \prod_{i=0}^{k} F_i^{B_i}\cdot(1-F_i)^{D_i}\cdot f(\mu,\sigma)d\mu d\sigma}\,, \end{aligned} \tag{6.11}$$

welche die Informationen aus den aktuellen Dauerfestigkeitsversuchen und der a-priori Verteilung zusammenfasst [102]. Die a-priori Verteilungsdichte wird durch $f(\mu,\sigma)$ dargestellt. Die aktuellen Versuchsergebnisse fließen durch die bedingte Funktion $f(\Psi/\mu,\sigma)$, die Maximum-Likelihood Funktion des Stichprobenvektors ψ, ein.

Eine grafische Veranschaulichung der Bayes Formel für Versuchsergebnisse im Dauerfestigkeitsbereich ist in Bild 6.8 aufgeführt. Die a-priori Verteilung ist zweiparametrig und setzt sich aus den a-priori Verteilungen $f(\sigma)$ und $f(\mu)$ für die beiden Parameter σ und μ zusammen. Die Versuchsdaten fließen über die Maximum-Likelihood Funktion ein. Mittels der Bayes'schen Statistik werden nun die a-priori Verteilungen und die Maximum-Likelihood Funktion miteinander zur a-posteriori Verteilung verknüpft. Aus der a-posteriori Verteilung werden die Randverteilungen für die zwei Parameter ermittelt. Mittels dieser lassen sich die Schätzwerte und Vertrauensbereiche der Parameter σ und μ ermitteln.

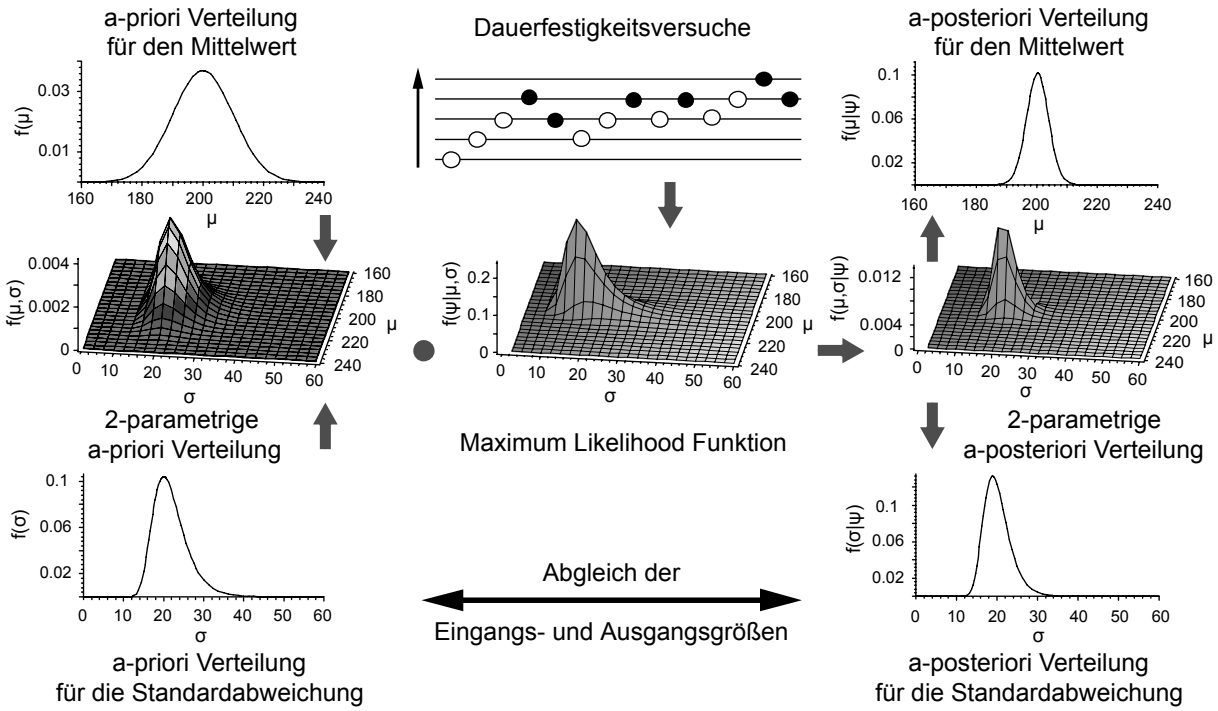


Bild 6.8: Integration von Vorkenntnissen [108]

6.3.3 Definition der a-priori Verteilungen

Vorwissen über die Dauerfestigkeitsverteilung wird durch die a-priori Verteilungen der Verteilungsparameter charakterisiert. Vorwissen über die Dauerfestigkeitsparameter kann zum einen aus Literaturangaben, die Anhaltswerte über die Streuung von Dauerfestigkeitswerten geben, abgeleitet werden. Zum anderen können aber auch Vorgängerversuche, Berechnungsergebnisse oder auch Expertenwissen als Informationsquellen für Vorwissen dienen. Eine mögliche Vorgehensweise zur Parameterbestimmung einer a-priori Verteilung ist in Bild 6.9 aufgeführt.

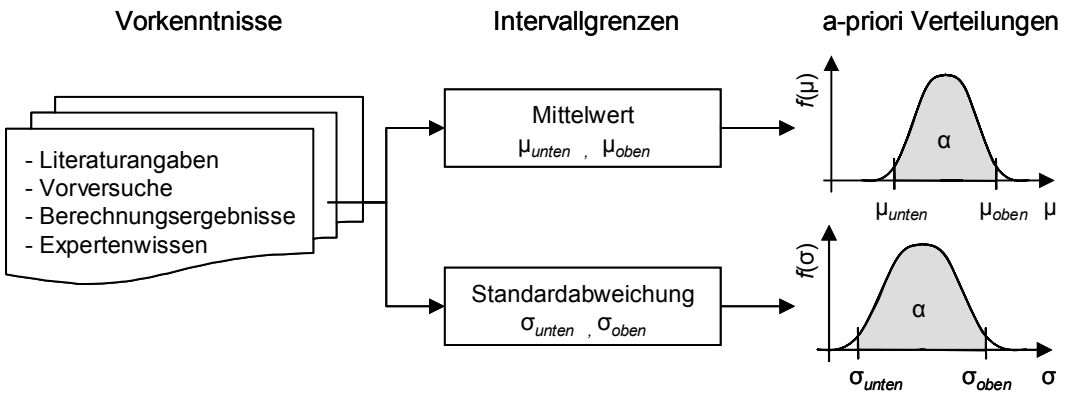


Bild 6.9: Vorgehensweise zur Bestimmung von a-priori Verteilungen

Durch Berücksichtigung aller objektiven und subjektiven Informationsquellen werden eine obere und untere Vertrauensgrenze für die Parameter der Dauerfestigkeitsverteilung festgelegt, so dass ein bestimmter Prozentsatz der Werte in dem angegebenem Intervall liegt. Für eine zweiparametrige Dauerfestigkeitsverteilung mit Mittelwert μ

und Standardabweichung σ sind dies zum Beispiel die Vertrauensgrenzen μ_{unten} und μ_{oben} sowie σ_{unten} und σ_{oben}. Da im Rahmen der Bayes'schen Statistik davon ausgegangen wird, dass μ und σ Zufallsvariablen und nur in unscharfen Grenzen bekannt sind, ist $f(\mu,\sigma)$ eine zweiparametrige Wahrscheinlichkeitsverteilung. Bei Annahme stochastischer Unabhängigkeit für μ und σ lässt sich die zweiparametrige Wahrscheinlichkeitsverteilung durch Multiplikation der jeweiligen a-priori Verteilungen $f(\mu)$ und $f(\sigma)$ erzeugen

$$f(\mu,\sigma) = f(\mu)\cdot f(\sigma). \tag{6.12}$$

6.3.4 Auswertung der a-posteriori Verteilung

Parameterbestimmungen der Dauerfestigkeitsverteilung werden aus der a-posteriori Verteilung abgeleitet. Für eine zweiparametrige Dauerfestigkeitsverteilung ist diese Wahrscheinlichkeitsdichte vom Mittelwert und der Standardabweichung abhängig. Schätzwerte für den Mittelwert μ und die Standardabweichung σ ergeben sich aus dem Modus der zweidimensionalen a-posteriori Verteilung. Zur Berechnung der Vertrauensbereiche und Intervalle werden die Randverteilungen $f(\mu/\Psi)$ für den Mittelwert μ und $f(\sigma/\Psi)$ für die Standardabweichung σ aus der a-posteriori Verteilung nach Gl.(6.11) berechnet [98]

$$f(\mu\,|\,\psi) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\mu,\sigma\,|\,\psi)d\sigma \qquad \text{bzw.} \qquad f(\sigma\,|\,\psi) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\mu,\sigma\,|\,\psi)d\mu\,. \tag{6.13}$$

Ein beidseitiges Vertrauensintervall $[\mu_u, \mu_o]$ für den Mittelwert μ wird durch numerisches Lösen des Gleichungssystems

$$\int_{-\infty}^{\mu_u} f(\mu\,|\,\psi)d\mu = \frac{(1-\gamma)}{2} \qquad \text{und} \qquad \int_{-\infty}^{\mu_o} f(\mu\,|\,\psi)d\mu = \frac{(1+\gamma)}{2} \tag{6.14}$$

bestimmt. Für ein beidseitiges Vertrauensintervall muss die Konfidenzzahl γ angegeben werden. Analog zu dieser Vorgehensweise berechnet sich das Konfidenzintervall $[\sigma_u, \sigma_o]$ für die Standardabweichung σ aus dem Gleichungssystem

$$\int_{-\infty}^{\sigma_u} f(\sigma\,|\,\psi)d\sigma = \frac{(1-\gamma)}{2} \qquad \text{und} \qquad \int_{-\infty}^{\sigma_o} f(\sigma\,|\,\psi)d\sigma = \frac{(1+\gamma)}{2}\,. \tag{6.15}$$

Die entsprechende Breite des Vertrauensbereiches muss durch die Konfidenzzahl γ angegeben werden, womit ein beidseitiges Vertrauensintervall berechnet wird.

6.3.5 Anwendung auf das Treppenstufenverfahren

Am Beispiel des Treppenstufenverfahrens wird die Anwendung der Bayes Methode und der Einfluss von a-priori Verteilungen aufgezeigt [103][108]. Um eine Analyse und Bewertung der Bayes Methode hinsichtlich deren Anwendbarkeit und Einschränkungen durchzuführen, werden aus einer als bekannt vorausgesetzten Dauerfestig-

keitsverteilung synthetische Treppenstufenfolgen durch eine Monte Carlo Simulation erzeugt. Die Treppenstufenfolgen werden aus einer normalverteilten Dauerfestigkeitsverteilung mit einem Mittelwert μ=200 N/mm^2 und einer Standardabweichung σ=20 N/mm^2 simuliert, Bild 6.10. Treppenstufenfolgen wurden mit der Länge 5, 8, 10, 15, 20, 30, 50 Treppenstufenversuche simuliert. Der Stufensprung *d* zwischen zwei Spannungshorizonten wurde abhängig von der Anzahl der Treppenstufenversuche sowie der geschätzten wahren Standardabweichung auf *d*=28,6 N/mm^{2}und *d*=22,2 N/mm^2 festgelegt. Als Vorwissen wurden vier a-priori Verteilungen berücksichtigt und deren Einfluss auf die a-posteriori Verteilung analysiert.

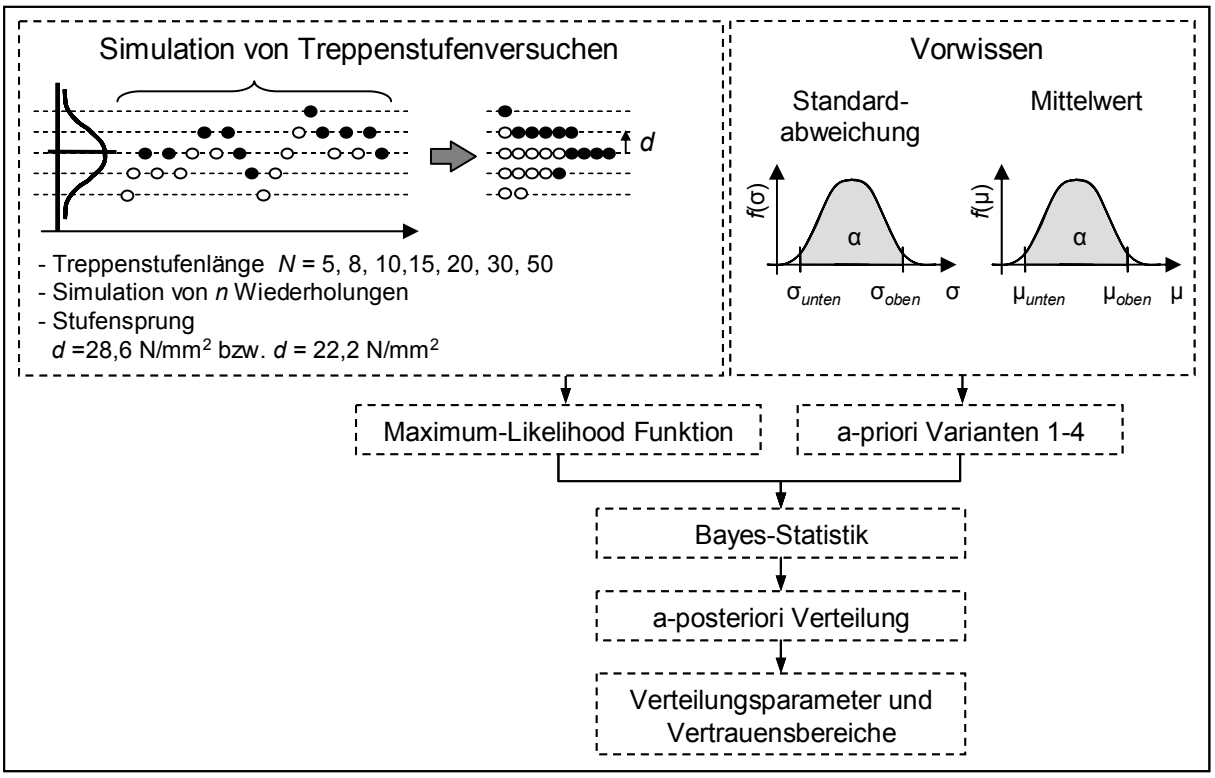


Bild 6.10: Vorgehensweise zur Simulation von Treppenstufenfolgen und Integration von Vorwissen

6.3.5.1 Definition der a-priori Verteilungen für Treppenstufenversuche

Wird von normalverteilten Dauerfestigkeitswerten ausgegangen, müssen für $f(\mu)$ und $f(\sigma)$ sinnvolle a-priori Verteilungstypen gewählt werden. Da die zweiparametrige Maximum-Likelihood Funktion nach Gl.(6.11) keinem bekannten Verteilungstyp entspricht, ist es nicht möglich, natürlich konjugierte a-priori Verteilungen zu wählen. Sinnvoll ist es jedoch, die Verteilungstypen für $f(\mu)$ und $f(\sigma)$ so zu wählen, dass die Gestalt der zweidimensionalen a-priori Verteilungsdichte $f(\mu,\sigma)$ möglichst der Gestalt der Maximum-Likelihood Funktion entspricht.

Hierzu wurde der Ansatz gemacht, dass die Maximum-Likelihood Funktion für eine normalverteilte Treppenstufenfolge bei hoher Versuchsanzahl durch die Maximum Likelihood Funktion einer normalverteilten Zufallsvariable approximiert werden kann, die einer Nχ-1-Verteilung [17][103][110] entspricht. Der Mittelwert μ folgt dabei einer Normalverteilung und die Standardabweichung σ einer inversen Chi-Verteilung.

A-priori Verteilungsdichte für den Mittelwert μ

Die a-priori Verteilungsdichte für den Mittelwert μ ist eine Normalverteilung

$$f(\mu) = \frac{1}{b_0 \cdot \sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\cdot\left(\frac{\mu-\mu_0}{b_0}\right)^2} . \tag{6.16}$$

Zur Berechnung deren Parameter μ_0 und b_0 werden, unter Berücksichtigung des Quantils u_p für die Breite des Vertrauensbereiches, folgende Gleichungen verwendet

$$\mu_0 = \frac{(\mu_{unten} + \mu_{oben})}{2} \quad \text{und} \quad b_0 = \frac{(\mu_{oben} - \mu_{unten})}{2 \cdot u_p} . \tag{6.17}$$

A-priori Verteilungsdichte für die Standardabweichung σ

Die a-priori Verteilungsdichte für σ entspricht einer inversen Chi Verteilung

$$f(\sigma) = \frac{2}{\Gamma\left(\frac{\nu_0}{2}\right)} \cdot \left(\frac{\lambda_0}{2}\right)^{\frac{\nu_0}{2}} \cdot \sigma^{-(\nu_0+1)} \cdot e^{-\frac{\lambda_0}{2\cdot\sigma^2}} . \tag{6.18}$$

Der Vertrauensbereich lässt sich durch die Angabe der oberen Grenze σ_{oben} sowie die Angabe des Modalwertes σ_0 berechnen. Ihre Parameter σ_0 und γ werden durch die numerische Lösung des folgenden Gleichungssystems bestimmt:

$$\sigma_0 = \sqrt{\frac{\lambda_0}{\nu_0 + 1}} \quad \text{und} \quad \int_{-\infty}^{\sigma_{oben}} f(\sigma) d\sigma = \gamma . \tag{6.19}$$

A-priori Verteilung für das Beispiel

Zur Analyse des Einflusses von Vorkenntnissen wurden vier verschiedene a-priori Verteilungen unterschiedlicher Genauigkeit für den Mittelwert und die Standardabweichung untersucht. Somit lassen sich die Einflüsse auf den Mittelwert und die Standardabweichung der a-posteriori Verteilung in Abhängigkeit von der Anzahl der Treppenstufenversuche bewerten, Bild 6.11.

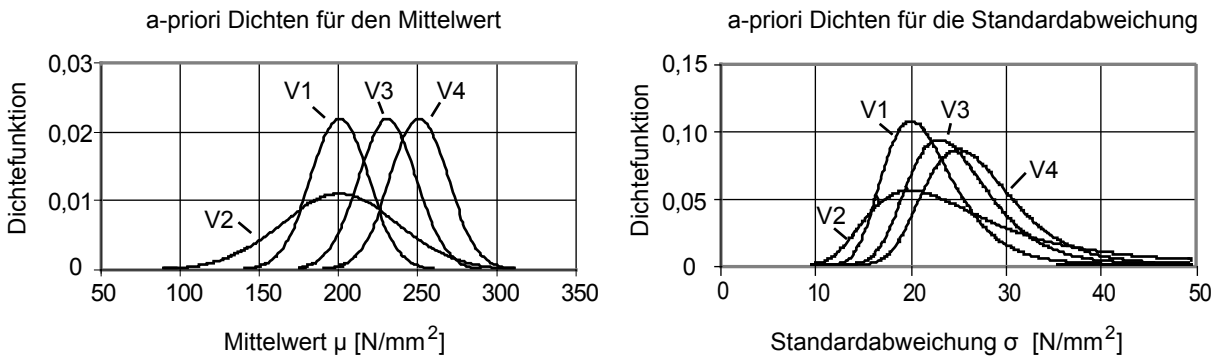


Bild 6.11: A-priori Verteilungen für den Mittelwert und die Standardabweichung

Die Varianten V1 und V2 überdecken den wahren Mittelwert sehr gut und sind gute Schätzungen für den wahren Mittelwert der Dauerfestigkeitsverteilung. Die a-priori Verteilungen der Versionen V3 und V4 sind schlechte Schätzungen des wahren Mittelwerts, die deutlich außerhalb des wahren Mittelwertes von 200 N/mm^2 liegen.

Die a-priori Verteilungen für die Standardabweichung sind an die a-priori Verteilungen des Mittelwertes gekoppelt. Hierzu wurde angenommen, dass der Mittelwert der a-priori Verteilung der Standardabweichung genau 10% des Mittelwertes der a-priori Verteilung des Mittelwertes entspricht [108]. Die Parameter der a-priori Verteilungen sind in Tabelle 6.1 und Tabelle 6.2 aufgeführt.

Tabelle 6.1: Parameter der a-priori Verteilungen für den Mittelwert

Parameter	Variante			
	1	2	3	4
μ	200	200	230	250
b_0	18,2	36,4	18,2	18,2
$\mu_{5\%}$	170	140	200	220
$\mu_{95\%}$	230	260	260	280

Tabelle 6.2: Parameter der a-priori Verteilungen für die Standardabweichung

Parameter	Variante			
	1	2	3	4
ν_0	14,4	4,4	14,4	14,4
λ_0	6158	2141	8143	9621
$\sigma_{5\%}$	16	14,6	18,3	19,9
$\sigma_{95\%}$	30	50	34,5	37,5

6.3.5.2 Analyse der a-posteriori Verteilungen für Treppenstufenversuche

Aus der a-posteriori Verteilung werden Vertrauensbereiche für die Verteilungsparameter Mittelwert μ und Standardabweichung σ der Dauerfestigkeitswerte berechnet.

Ergebnisse und Vertrauensbereiche für den Mittelwert

Der Einfluss der a-priori Verteilungen der Versionen 1 und 2 auf den Mittelwert μ wird relativ schnell durch die Versuchsdaten korrigiert, Bild 6.12. Sehr deutlich wird dies auch bei den Varianten 3 und 4, die eine schlechte bis falsche Vorkenntnis charakterisieren.

Hier ist der Einfluss der Versuchsdaten der Treppenstufenfolge relativ hoch und hat ein stärkeres Gewicht als die a-priori Verteilung. Aus diesen Ergebnissen leitet sich ab, dass die Versuchsdaten ein relativ hohes Gewicht haben. Eine falsche Schätzung des Mittelwertes der Dauerfestigkeitsverteilung wird durch die Versuchsdaten relativ schnell korrigiert.

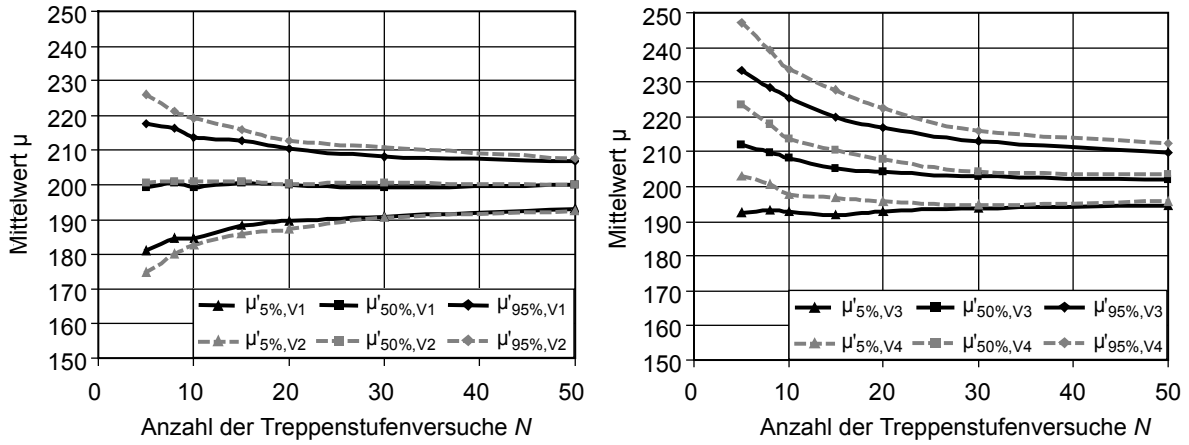


Bild 6.12: Ergebnisse für den Mittelwert

Ergebnisse und Vertrauensbereiche für die Standardabweichung

Die Ergebnisse für die Standardabweichung sind in Bild 6.13 aufgeführt. Hier zeigt sich ein relativ geringer Einfluss der Versuchsdaten. Nur bei der Version 2 verschieben die simulierten Versuchsdaten die Ergebnisse zu einer geringeren Standardabweichung. Bei allen anderen Varianten hat die a-priori Verteilung ein stärkeres Gewicht als die Versuchsdaten.

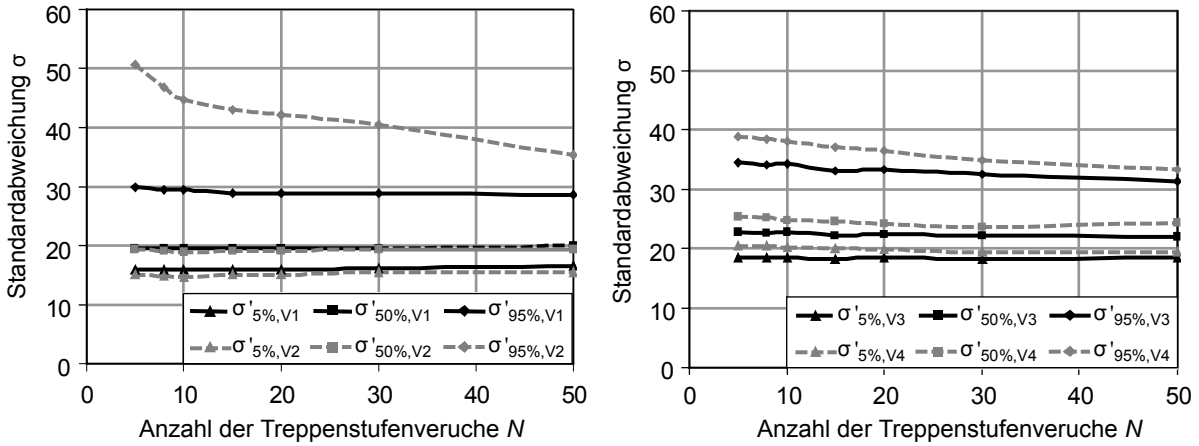
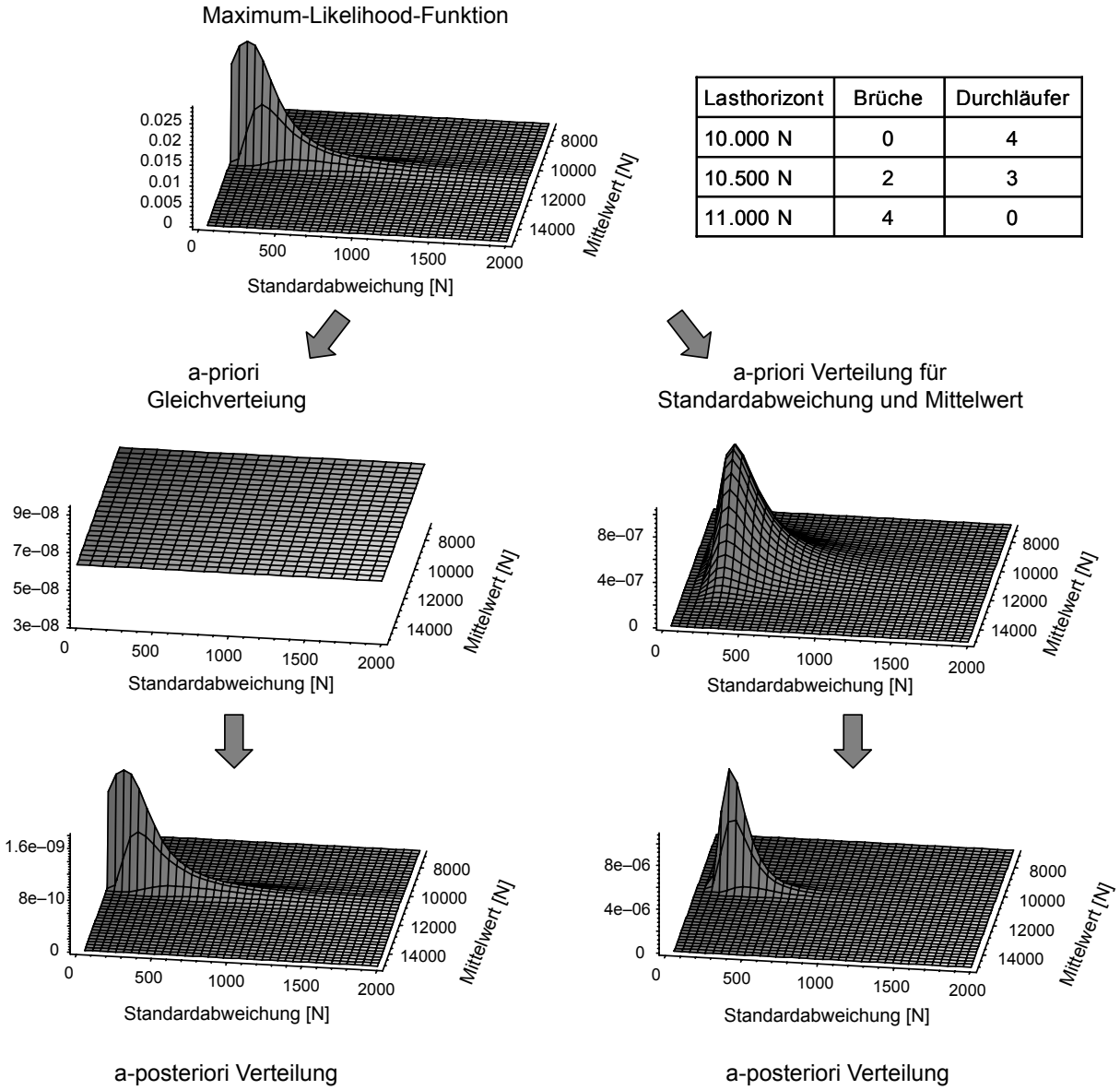


Bild 6.13: Ergebnisse für die Standardabweichung

Damit zeigt sich, dass eine falsch geschätzte a-priori Verteilung für die Standardabweichung kaum mehr korrigiert werden kann. Dies ist bedingt durch die Eigenschaft des Treppenstufenverfahrens, das sich zum einen auf den Mittelwert zentriert und zum anderen auch ohne Vorkenntnis keine genaue Ermittlung der Standardabweichung ermöglicht. Wird die a-priori Verteilung für die Standardabweichung zudem falsch geschätzt, kann dies unter Umständen zu falschen Ergebnissen führen, die durch die Versuchsdaten nicht mehr korrigiert werden können. Somit muss die Standardabweichung mit sehr großer Sicherheit bekannt sein, damit sich keine Fehlschätzungen ergeben. Dies verdeutlicht die Grenzen des Verfahrens bei einer Fehleinschätzung der Vorkenntnis.

6.3.6 Beispiel zur Dauerfestigkeitsermittlung mit Vorkenntnissen

Zur Bestimmung des Dauerfestigkeitsbereichs eines Aufhängeflansches werden Schwingfestigkeitsversuche im Dauerfestigkeitsbereich durchgeführt. Es wurden insgesamt 13 Flansche bis zu einer definierten Grenzschwingspielzahl auf drei Lasthorizonten erprobt und die Anzahl der Brüche und Durchläufer ermittelt. In Bild 6.14 sind die Lasthorizonte mit den Versuchsergebnissen angegeben. Da es sich um eine relativ geringe Anzahl von Probanden handelt, sollen Versuchsergebnisse aus einem ähnlichen Bauteil berücksichtigt werden. Für den Dauerfestigkeitsbereich wird eine Normalverteilung verwendet.



Lasthorizont	Brüche	Durchläufer
10.000 N	0	4
10.500 N	2	3
11.000 N	4	0

Bild 6.14: Beispiel zur Ermittlung der Parameter der Dauerfestigkeitsverteilung des Flansches

Um den Einfluss der a-priori Verteilung aus den Vorkenntnissen des Vorgängerflansches zu analysieren, werden die neuen Versuchsergebnisse unter Berücksichtigung dieser Vorkenntnis sowie ohne Vorkenntnis, unter Annahme einer Gleichverteilung für Mittelwert und Standardabweichung, ausgewertet.

In Bild 6.14 sind die mittels der Versuchsergebnisse der einzelnen Lasthorizonte berechnete Maximum-Likelihood-Funktion sowie die a-posteriori Verteilungen dargestellt. Die Vertrauensbereiche der a-priori Gleichverteilung, der a-priori Verteilung des Vorgängerflansches sowie die Vertrauensbereiche der berechneten a-posteriori Verteilungen sind in Tabelle 6.3 aufgeführt.

Tabelle 6.3: Vertrauensbereiche der a-priori und a-posteriori Verteilungen für das Beispiel Flansch

	Ergebnisse mit Gleichverteilung als Vorkenntnis				Ergebnisse mit Vorgängerflansch als Vorkenntnis			
Parameter	Mittelwert [*N*]		Standard-abweichung [*N*]		Mittelwert [*N*]		Standard-abweichung [*N*]	
	μ_{50}	μ_{90}	σ_{50}	σ_{90}	μ_{50}	μ_{90}	σ_{50}	σ_{90}
a-priori Verteilung	11.000	14.200	1000	1800	9210	11.800	408	900
a-posteriori Verteilung	10.507	10.901	225	1470	10.549	10.758	279	571

Die Ergebnisse in Tabelle 6.3 zeigen, dass die Berücksichtigung der Vorkenntnis im Wesentlichen nur Einfluss auf die Standardabweichung hat. Diese wurde durch die a-posteriori Verteilung eingegrenzt, wohingegen der Mittelwert kaum beeinflusst wurde.

6.4 Festigkeitsstreuungen von Maschinenelementen

Informationen über Streuungen von verschiedensten Maschinenelementen sind in der einschlägigen Fachliteratur aufgeführt. In Tabelle 6.4 und Tabelle 6.5 sind hierzu einige wesentliche Angaben über Streuungen von Maschinenelementen im Zeit- und Dauerfestigkeitsbereich angegeben. Wichtig ist die Unterscheidung zwischen der logarithmischen Standardabweichung s, der Streuspanne T_N im Zeitfestigkeitsbereich in Lastwechselrichtung sowie der Streuspanne T_S im Dauerfestigkeitsbereich in Spannungsrichtung, Bild 6.15.

Tabelle 6.4: Festigkeitsstreuungen von Maschinenelementen und Werkstoffproben

Erfahrungswerte nach Hück (Spannungsrichtung)[106]	Streu-spanne T_S	Standardab-weichung s
große Kurbelwelle	1,3	-
Pleuelstangen	1,3-1,5	-
Pkw-Ventilfeder	1,1-1,15	-
Pkw-Pleuelschrauben	1,2	-
Schweißverbindung	1,3-1,5	-
Erfahrungswerte nach Haibach (Spannungsrichtung)[13][106]	Streu-spanne T_S	Standardab-weichung s
Werkstoff, maßgebende Bauteilgestalt und berücksichtigte Streueinflüsse		
Spanabhebend bearbeitete Kerbstäbe aus Stahl, unter überwachten Bedingungen gefertigt	1,2	0,0309
Spanabhebend bearbeitete Bauteile aus Stahl, mit mäßiger bis mittlerer Kerbwirkung	1,26	0,0392

Tabelle 6.5: Festigkeitsstreuungen von Maschinenelementen

Erfahrungswerte nach FVA (Dauerfestigkeitsstreuungen)[104][105]	Streu-spanne T_S	Standardab-weichung s
Zahnräder, Zahnfußbeanspruchung (Normalverteilung)	1,1-1,15	-
Zahnräder, Zahnflankenbeanspruchung (Normalverteilung)	1,1-1,12	-
Erfahrungswerte nach Adenstädt (Dauerfestigkeitsstreuungen)[107]	Streu-spanne T_S	Standardab-weichung s
Bauteile randschichtgehärtet		
Zahnräder	-	0,17-0,040
Schrauben, Festigkeitsklasse 8.8	-	0,039-0,21
Schrauben, Festigkeitsklasse 12.9	-	0,077-0,14
Liniennähte, Blechdicke >5mm, Stahl	-	0,044-0,21

Liegen die Lastwechselstreuungen im Zeitfestigkeitsbereich vor, kann die Streuung der Dauerfestigkeitswerte näherungsweise aus dieser ermittelt werden [104][105]. Hierzu wird der Neigungsexponent k der Wöhlerlinie im Zeitfestigkeitsbereich als konstant vorausgesetzt.

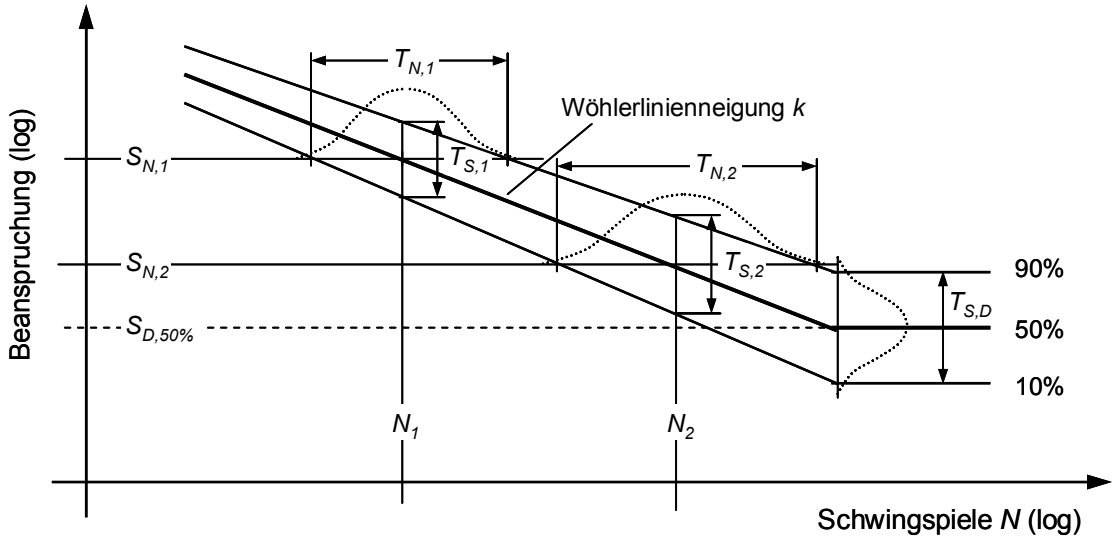


Bild 6.15: Streuspanne T_S und T_N im Wöhlerfeld [104]

Es muss allerdings angemerkt werden, dass die Streuung der Wöhlerlinie über den Bereich der Zeitfestigkeitsgeraden nicht konstant ist [133]. Bei hoher Beanspruchung ist die Streuung geringer, bei niedriger Beanspruchung ist die Streuung höher, womit sich unterschiedliche Werte für die Dauerfestigkeitsstreuung ergeben. Mittels der Wöhlerliniensteigung k im Zeitfestigkeitsbereich, können die Streuspannen T_S in Spannungsrichtung und T_N in Lastwechselrichtung nach Gl.(6.8) mit

$$T_S = \left(T_N\right)^{\frac{1}{k}} \tag{6.20}$$

umgerechnet werden. Wird die Standardabweichung s für verschiedene Verteilungen angegeben, so kann diese in die Streuspanne T näherungsweise umgerechnet werden.

Hierzu zeigt Tabelle 6.6 Gleichungen zur Umrechnung der Standardabweichung s und Streuspannen T für verschiedene Verteilungen.

Tabelle 6.6: Umrechnung von Streuspanne und Standardabweichung für verschiedene Verteilungen

	Umrechnung für Lastwechsel-richtung [107]	Umrechnung für Spannungs-richtung
Lognormalverteilung	$\log T_{LN,N} = 2{,}56 \cdot s$	$\log T_{LN,S} = \frac{1}{k} \cdot 2{,}56 \cdot s$
Logitverteilung	$\log T_{L,N} = 2{,}42 \cdot s$	$\log T_{L,S} = \frac{1}{k} \cdot 2{,}42 \cdot s$
Weibullverteilung	$\log T_{W,N} = 1{,}34 \cdot \frac{1}{b}$	$\log T_{W,S} = \frac{1}{k} \cdot 1{,}34 \cdot \frac{1}{b}$
Arcsin $\sqrt{P}$ - Verteilung	$\log T_{S,N} = 2{,}71 \cdot s$	$\log T_{S,S} = \frac{1}{k} \cdot 2{,}71 \cdot s$
Normalverteilung	$T_{N,N} = (u \cdot s) \div (x_{50\%} - u \cdot s)$	$T_{N,S} = [(u \cdot s) \div (x_{50\%} - u \cdot s)]^{1/k}$

Die Ergebnisse der Umrechnung für eine Weibullverteilung und für verschiedene Wöhlerliniensteigungen k zeigt Bild 6.16. Für Wöhlerlinienneigungen von k<18 kann eine plausible Umrechnung der Streuspannen $T_{W,N}$ in Lastwechselrichtung in Spannungsrichtung $T_{W,S}$ erfolgen. Insbesondere bei hohen Streuspannen $T_{W,S}$ kommt es bei hohen Neigungen der Wöhlerlinie zu sehr hohen Streuungen $T_{W,N}$. Liegen keine Erfahrungswerte über das zu prüfende Bauteil vor, besteht die Möglichkeit die Streuung der Dauerfestigkeit abzuschätzen. Als vereinfachte Vorgehensweise kann man annehmen, dass die Festigkeit eines Bauteils im Dauerfestigkeitsbereich zwischen der Ausfallwahrscheinlichkeit von 10 % und 90 % aus Erfahrung im Bereich von +/- 15 % streuen kann. Daraus leitet sich dann eine entsprechende Streuspanne von T_S=1,35 ab.

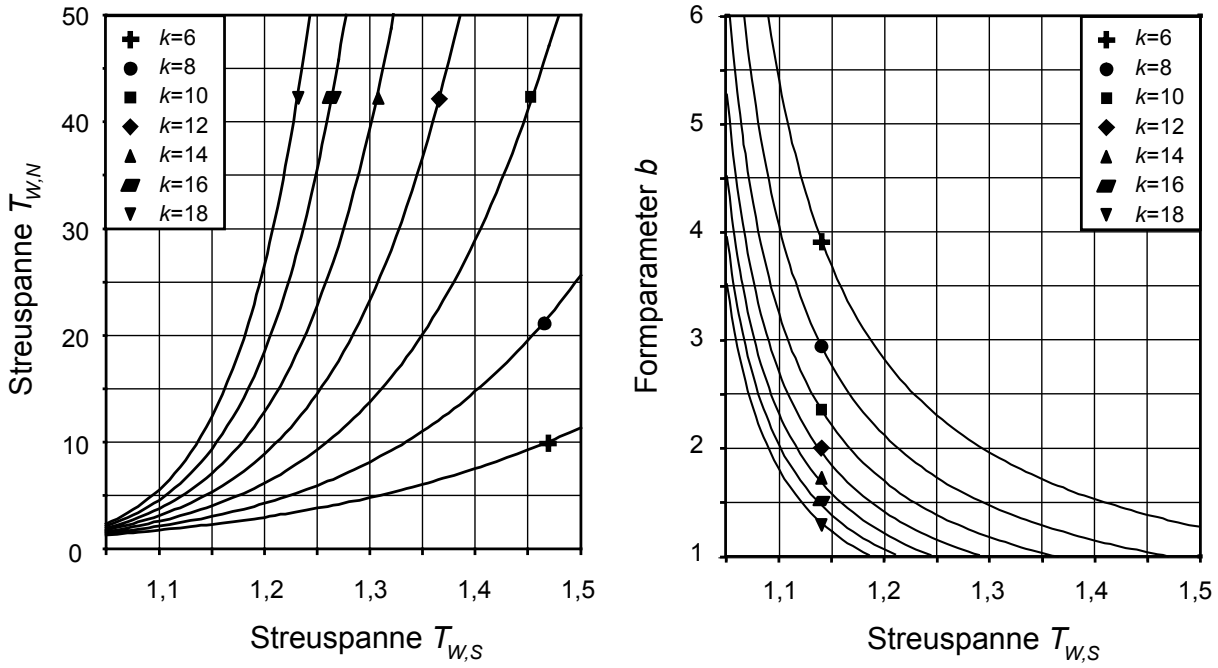


Bild 6.16: Umrechnung von Streuspanne $T_{W,N}$ in $T_{W,S}$ und Formparameter b

7 Zuverlässigkeitstestplanung auf Systemebene

Im Weiteren wird davon ausgegangen, dass bereits Vorkenntnisse aus der Komponentenerprobung für einzelne Komponenten und Baugruppen vorhanden sind. Somit ist es erforderlich, diese Kenntnisse zur Zuverlässigkeitstestplanung für das Gesamtgetriebesystem in Form einer a-priori Systemverteilung zu definieren [80][85][90].

7.1 Bildung der a-priori Systemverteilung

Zur Bildung der a-priori Systemverteilung für eine Serienanordnung der Komponenten stehen mehrere Möglichkeiten zur Verfügung, Bild 7.1. Die a-priori Systemverteilung der Zuverlässigkeit ergibt sich aus statistischer Sicht aus der Streuung der einzelnen Komponentenzuverlässigkeiten, die sich nach dem Booleschen Modell in einer Streuung der Zuverlässigkeit für das System widerspiegelt [79]-[91][96].

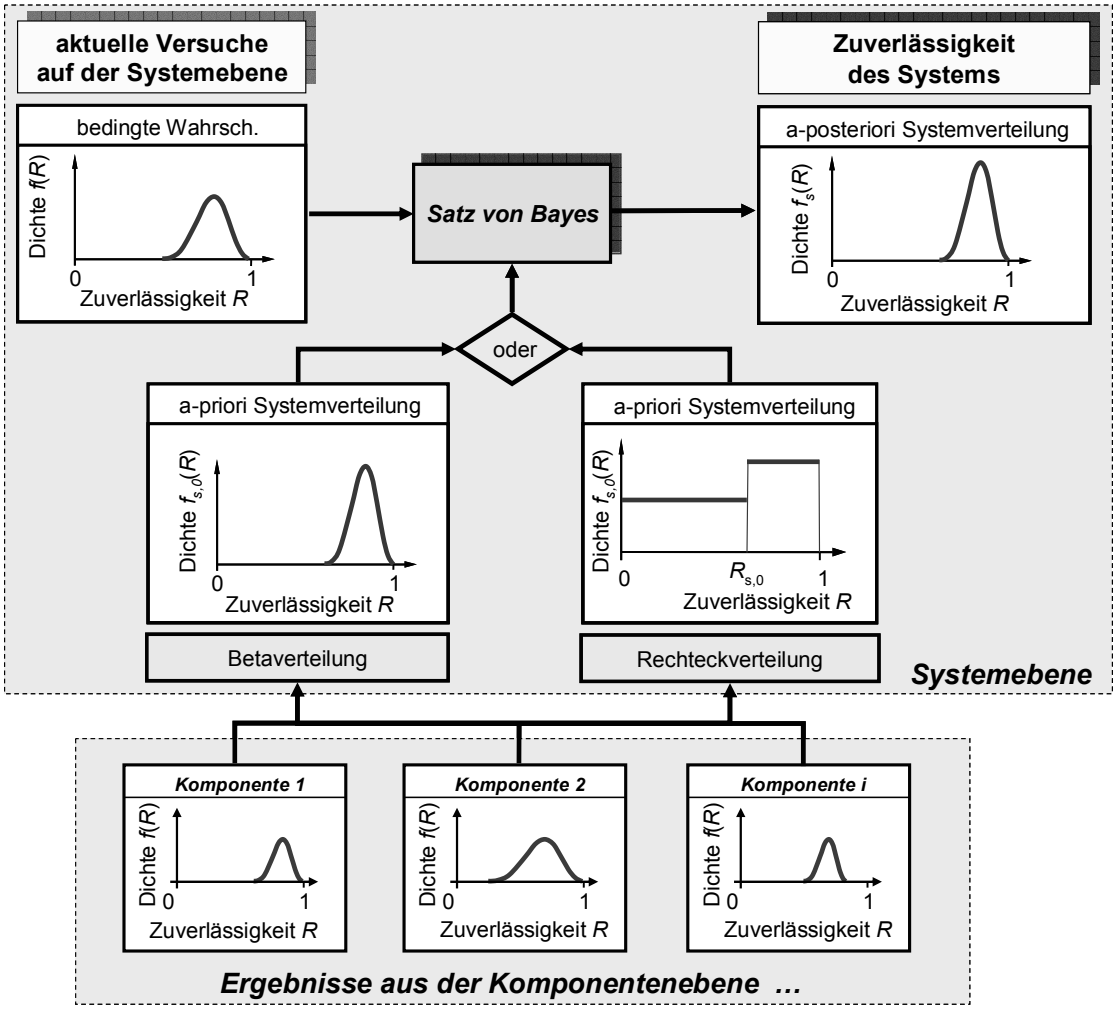


Bild 7.1: Methoden zur Bildung einer a-priori Systemverteilung

Für den hier analysierten Anwendungsfall wird von einer Serienstruktur nach Bild 7.2 der einzelnen Komponenten nach dem Booleschen Modell ausgegangen, bei dem der Ausfall einer Komponente zum Ausfall des gesamten Systems führt. Dieser Ansatz kann aus der Systemstruktur des Getriebes, bei dem keine parallelen oder redundanten Systeme vorhanden sind, abgeleitet werden.

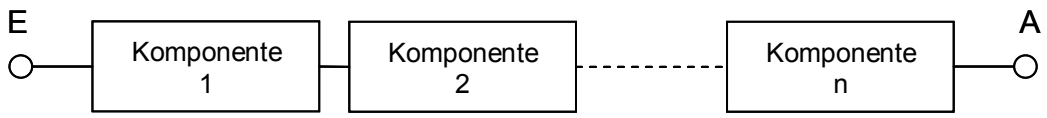


Bild 7.2: Serienstruktur nach dem Booleschen Modell

Für die Serienstruktur der Komponenten eines Getriebes leitet sich die Systemzuverlässigkeit aus dem Produkt der Einzelzuverlässigkeiten $R(t_n)$ der Komponenten ab

$$R_s(t_n) = \prod_{i=1}^{n} R_i(t_n) \,. \tag{7.1}$$

Zur Bildung der Systemverteilung der Zuverlässigkeit bei der nachzuweisenden Betriebszeit t_n stehen unterschiedliche Möglichkeiten zur Verfügung [91][92], Bild 7.3. Die Mellin Integraltransformation ermöglicht es, die a-priori Systemverteilung als Polynomfunktion darzustellen [64]. Die Monte Carlo Methode [8] bietet die Möglichkeit die Streuung der Systemzuverlässigkeit über eine Simulation aus den Komponentenverteilungen zu ermitteln [78][81][87][88]. Die Genauigkeit der Simulationsergebnisse ist hierbei nur von der Anzahl der Simulationsdurchläufe abhängig.

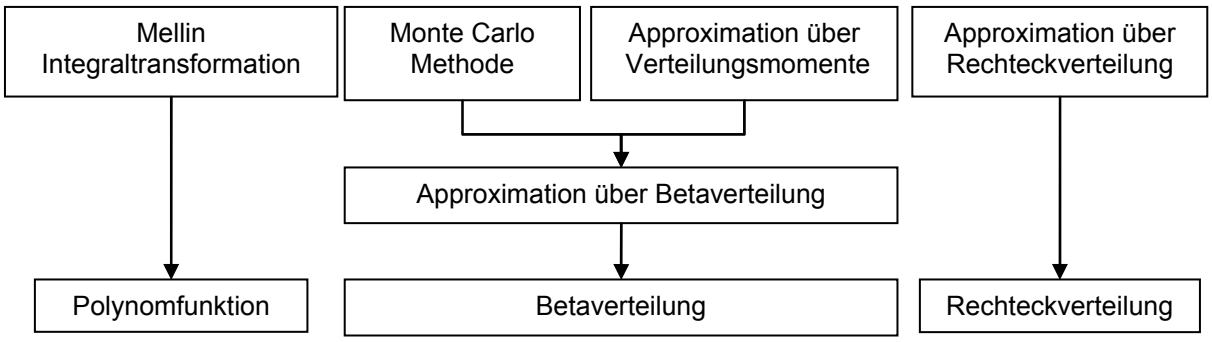


Bild 7.3: Methoden zur Bildung einer a-priori Systemverteilung

Außerdem kann die Systemzuverlässigkeitsverteilung auch in einer sehr guten Nährung durch eine Betaverteilung angenähert werden, die sich aus dem Produkt der Momente der einzelnen Komponentenzuverlässigkeiten ergibt [89]. Zur Reduktion der eingebrachten Komponentenzuverlässigkeit wird diesbezüglich ein Transformationsfaktor Φ=0..1 eingeführt, der die Übertragung der Komponentenzuverlässigkeit in die Gesamtsystembetrachtung reduziert. Eine weitere Möglichkeit der Integration der Vorkenntnis in Systemtests kann anhand einer zweiteiligen Rechteckverteilung erfolgen.

7.1.1 Approximation durch eine Betaverteilung

Ein approximativer Ansatz zur Bestimmung einer a-priori Systemverteilung aus Komponententests in Form einer Betaverteilung kann mittels der Momentenmethode [64][93][89] realisiert werden. Liegt ein Seriensystem aus i=1..j Komponenten vor, berechnen sich die Momente $M_{m,s}$, mit m=1..l, der Systemverteilung aus dem Produkt der Momente $M_{m,i}$ der Zuverlässigkeitsverteilungen der einzelnen Komponenten

$$M_{m,s} = \prod_{i=1}^{j} M_{m,i} \,. \tag{7.2}$$

Es wird davon ausgegangen, dass die Zuverlässigkeitsverteilungen der einzelnen Komponenten mit den Parametern A und B einer Betaverteilung beschrieben sind. Das erste Moment $M_{1,s}$, der Erwartungswert $E_s(R)$ der System a-priori Verteilung, ergibt

$$M_{1,s}(R) = E_s(R) = \prod_{i=1}^{j} E_i(R_i) = \prod_{i=1}^{j} \frac{A_i}{A_i + B_i} \,. \tag{7.3}$$

Das zweite Moment $M_{2,s}$ (für m=2) der Systemverteilung ergibt

$$M_{2,s}(R) = \prod_{i=1}^{j} \frac{A_i \cdot (A_i + 1)}{(A_i + B_i) \cdot (A_i + B_i + 1)} \,. \tag{7.4}$$

Die Varianz der System a-priori Verteilung berechnet sich zu

$$Var_s(R) = \prod_{i=1}^{j} \frac{A_i \cdot (A_i + 1)}{(A_i + B_i) \cdot (A_i + B_i + 1)} - E_s^2(R) \,. \tag{7.5}$$

Über den Zusammenhang nach Gl.(5.22) werden die Parameter $A_{S,0}$ und $B_{S,0}$ der Betaverteilung bestimmt, welche die a-priori Systemverteilung charakterisieren

$$\begin{aligned} A_{S,0} &= (1 - E_s(R)) \cdot E_s(R)^2 / VAR_s(R) - E_s(R) \\ B_{S,0} &= A_s \cdot (1 - E_s(R)) / E_s(R). \end{aligned} \tag{7.6}$$

Mit den Parametern $A_{S,0}$ und $B_{S,0}$ kann die Betaverteilung

$$f_{s,0}(R) = \frac{1}{\beta(A_{S,0}, B_{S,0})} \cdot R^{A_{S,0}-1} \cdot (1-R)^{B_{S,0}-1} \tag{7.7}$$

als a-priori Systemverteilung definiert werden. Diese Methode zur Ermittlung einer a-priori Systemverteilung überträgt das Vorwissen aus der Komponentenerprobung in vollem Umfang. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass Komponentenerprobungen nicht unter den gleichen Umgebungsbedingungen wie Systemversuche durchgeführt werden. Bei der Systemerprobung treten reale Umgebungsbeanspruchungen auf, die bei der Komponentenerprobung meist nicht alle berücksichtigt werden können und somit deren Einfluss auf die Zuverlässigkeit nicht erfasst werden kann. Damit können bei Systemversuchen Einflüsse von Komponenten untereinander oder Umgebungsein-

flüsse zu Effekten führen, die zu einer Verschlechterung der Komponentenzuverlässigkeit im System führen. Deshalb wird ein Transformationsfaktor Φ_i =0..1 eingeführt [20], der die Übertragbarkeit der Komponentenzuverlässigkeit in Systemversuche charakterisiert. Mittels des Transformationsfaktors werden die Betaparameter der einzelnen Komponenten variiert, womit gilt $A_i = \Phi_i A$ und $B_i = \Phi_i (B-1)+1$. Das erste Moment, der Erwartungswert der a-priori Systemverteilung, ergibt sich zu

$$M_{1,s}(R) = E_s(R) = \prod_{i=1}^{j} E_i(R) = \prod_{i=1}^{j} \frac{\Phi_i A_i}{\Phi_i A_i + \Phi_i (B_i - 1) + 1}. \tag{7.8}$$

Das zweite Moment der Systemverteilung ergibt sich zu

$$M_{2,s}(R) = \prod_{i=1}^{j} \frac{\Phi_i A_i (\Phi_i A_i + 1)}{(\Phi_i A_i + \Phi_i (B_i - 1) + 1) \cdot (\Phi_i A_i + \Phi_i (B_i - 1) + 2)}. \tag{7.9}$$

Mit Gl.(7.6), (7.8) und (7.9) lassen sich wieder die Parameter $A_{S,0}$ und $B_{S,0}$ einer Betaverteilung berechnen, die später die a-priori Systemverteilung $f_{s,0}(R)$ charakterisiert

$$f_{s,0}(R) = \frac{1}{\beta(A_{S,0}, B_{S,0})} \cdot R^{A_{S,0}-1} \cdot (1-R)^{B_{S,0}-1}. \tag{7.10}$$

7.1.2 Approximation durch eine Rechteckverteilung

Eine weitere Möglichkeit die a-priori Systemverteilung aus Komponentenergebnissen zu bilden, besteht in der Approximation der Systemverteilung über eine Rechteckverteilung [93]. Da die Verteilung der Zuverlässigkeit auf der Komponentenebene nur eine Aussage über die Mindestzuverlässigkeit macht, spiegelt die a-priori Systemverteilung ebenfalls nur eine Mindestaussage bezüglich der Systemzuverlässigkeit wieder.

Der Median der Zuverlässigkeitsverteilung für das System wird aus dem Erwartungswert der einzelnen Verteilungen der Komponenten i=1..j berechnet

$$M_{1,s}(R) = E_s(R) = \prod_{i=1}^{j} E_i(R) = R_{s,0} = \prod_{i=1}^{j} \frac{\Phi_i A_i}{\Phi_i A_i + \Phi_i (B_i - 1) + 1}. \tag{7.11}$$

Es wird ebenfalls ein Transformationsfaktor Φ_i berücksichtigt, der eine Abschwächung der Ergebnisse bei der Integration in Systemtests ermöglicht. Der so berechneten Unstetigkeitsstelle der Rechteckverteilung kann wiederum eine neue Aussagewahrscheinlichkeit, z.B. P_A=50 % nach Kapitel 2.2.5, zugeordnet werden

$$f_s(R) = \begin{cases} \dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} & 0 \le R < R_{s,0} \\ \dfrac{0{,}5}{1 - R_{s,0}} & R_{s,0} \le R \le 1 \end{cases}. \tag{7.12}$$

Eine grafische Darstellung einer zweiteiligen Rechteckverteilung mit einem a-priori Vertrauen von 50% ist in Bild 7.4 dargestellt.

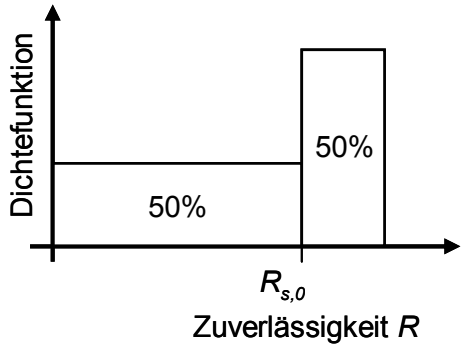


Bild 7.4: Rechteckverteilung als a-priori Systemverteilungen

7.2 Integration der a-priori Systemverteilung in Systemtests

Sind Zuverlässigkeitsinformationen der Testergebnisse aus Komponentenversuchen im Sinne einer a-priori Systemverteilung definiert worden, so müssen diese in die aktuellen Systemtests integriert werden [93]. Ansätze zur Integration der Vorkenntnisse erfolgen über eine Betaverteilung oder eine zweiteilige Rechteckverteilung.

7.2.1 Integration als Betaverteilung

Zur Planung des notwendigen Stichprobenumfangs n_s an Systemen wird die ermittelte a-priori Systemverteilung $f_{s,0}(R)$ nach Gl. (7.10) mit Hilfe des Bayes Theorems berücksichtigt. Die bedingte Verteilung für den aktuellen Systemtest wird nach dem variablen oder attributiven Ansatz eingebracht. Werden Systemtests nach der variablen Methode geplant wird die Versuchszeit bis zum Ausfall bzw. Nicht-Ausfall betrachtet. Bei der attributiven Planung von Systemtests werden diese nur hinsichtlich dem Ausfall bzw. Nicht-Ausfall am Ende der Prüfzeit ausgewertet.

Wird eine attributive Testplanungsstrategie für die Systemversuche herangezogen, ergibt sich die a-posteriori Systemverteilung zu

$$f_s(R) = \frac{f_{s,0}(R) \cdot R^{(L_{v,s} \cdot r_s)^{b_s} \cdot (n_s - x_s)} \cdot (1 - R^{(L_{v,s} \cdot r_s)^{b_s}})^{x_s}}{\int_0^1 f_{s,0}(R) \cdot R^{(L_{v,s} \cdot r_s)^{b_s} \cdot (n_s - x_s)} \cdot (1 - R^{(L_{v,s} \cdot r_s)^{b_s}})^{x_s} \, dR} \tag{7.13}$$

mit dem Stichprobenumfang n_s und der Anzahl an Ausfällen x_s von Systemen sowie dem Lebensdauerverhältnis $L_{V,s}$ und dem Raffungsfaktor r_s für das System.

Für den Fall einer variablen Testplanungsstrategie auf der Systemebene ergibt sich die a-posteriori Systemverteilung $f_s(R)$ zu

$$f_s(R) = \frac{f_{s,0}(R) \cdot R^{\beta} \cdot \left(\ln \frac{1}{R} \right)^{\alpha}}{\int_0^1 f_{s,0}(R) \cdot R^{\beta} \cdot \left(\ln \frac{1}{R} \right)^{\alpha} dR}, \tag{7.14}$$

mit den Parametern β und α nach Kapitel 5.2.3 für den aktuellen Systemtest. Die Vertrauensbereiche für die Systemzuverlässigkeit müssen aus der a-posteriori Systemverteilung $f_s(R)$ berechnet werden.

7.2.2 Integration als Rechteckverteilung

Von den aufgezeigten Möglichkeiten zur Bildung einer a-priori Systemverteilung soll hier beispielhaft der Einfluss einer zweiteiligen a-priori Rechteckverteilung nach Gl. (7.12) auf den notwendigen Stichprobenumfang n_s aufgezeigt werden. Die Bayes Statistik ermöglicht es, beliebige Formen von a-priori Verteilungen in die aktuelle Erprobung einzubringen. Somit ist es möglich, von der Betaverteilung als a-priori Verteilung für das System abzukommen und zum Beispiel dem Erwartungswert ein stärkeres Gewicht zukommen zu lassen. Hierzu werden die Erkenntnisse über die Zuverlässigkeiten auf der Komponentenebene über den Erwartungswert in die a-priori Systemverteilung eingebracht. Über die Boolesche Systemtheorie wird der Erwartungswert für das System aus den approximierten Betaverteilungen der Komponenten nach Kapitel 7.1 berechnet. Dem Erwartungswert $E_s(R)=R_{s,0}$ nach Gl. (7.8) für das System wird eine Aussagewahrscheinlichkeit von 50% zugeordnet und eine zweiteilige Rechteckverteilung als a-priori Systemverteilung gebildet. Die zweiteilige a-priori Rechteckverteilung $f_{s,0}(R)$ ergibt

$$f_{s,0}(R) = \begin{cases} \dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} & 0 \le R < R_{s,0} \\ \dfrac{0{,}5}{1 - R_{s,0}} & R_{s,0} \le R \le 1 \end{cases}. \tag{7.15}$$

Die a-posteriori Systemverteilung ergibt sich für eine attributive Systemtestplanung zu

$$f_s(R) = \begin{cases} \dfrac{\dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} R'^{\,n_s - x_s} \cdot (1 - R')^{x_s}}{\int_o^{R_{s,0}} \dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} R'^{\,n_s - x_s} \cdot (1 - R')^{x_s} dR + \int_{R_{s,0}}^{1} \dfrac{0{,}5}{(1 - R_{s,0})} R'^{\,n_s - x_s} \cdot (1 - R')^{x_s} dR} & 0 \le R < R_{s,0} \\ \dfrac{\dfrac{0{,}5}{(1 - R_{s,0})} R'^{\,n_s - x_s} \cdot (1 - R')^{x_s}}{\int_o^{R_{s,0}} \dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} R'^{\,n_s - x_s} \cdot (1 - R')^{x_s} dR + \int_{R_{s,0}}^{1} \dfrac{0{,}5}{(1 - R_{s,0})} R'^{\,n_s - x_s} \cdot (1 - R')^{x_s} dR} & R_{s,0} \le R < 1 \end{cases} \tag{7.16}$$

$$mit \quad R' = R^{(L_{V,s} \cdot r_s)}$$

mit dem Stichprobenumfang n_s und der Anzahl an Ausfällen x_s von Systemen sowie dem Lebensdauerverhältnis $L_{V,s}$ und dem Raffungsfaktor r_s für das System.

Für eine variable Planung und Auswertung auf Systemebene gilt die a-posteriori Systemverteilung

$$f_s(R) = \begin{cases} \dfrac{\dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} R^{\beta} \cdot \left(\ln \dfrac{1}{R}\right)^{\alpha}}{\int_{o}^{R_{s,0}} \dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} R^{\beta} \cdot \left(\ln \dfrac{1}{R}\right)^{\alpha} dR + \int_{R_{s,0}}^{1} \dfrac{0{,}5}{(1-R_{s,0})} R^{\beta} \cdot \left(\ln \dfrac{1}{R}\right)^{\alpha} dR} & 0 \le R < R_{s,0} \\ \dfrac{\dfrac{0{,}5}{(1-R_{s,0})} R^{\beta} \cdot \left(\ln \dfrac{1}{R}\right)^{\alpha}}{\int_{o}^{R_{s,0}} \dfrac{0{,}5}{R_{s,0}} R^{\beta} \cdot \left(\ln \dfrac{1}{R}\right)^{\alpha} dR + \int_{R_{s,0}}^{1} \dfrac{0{,}5}{(1-R_{s,0})} R^{\beta} \cdot \left(\ln \dfrac{1}{R}\right)^{\alpha} dR} & R_{s,0} \le R < 1 \end{cases} \tag{7.17}$$

mit den Parametern β und α nach Kapitel 5.2.3 für den aktuellen Systemtest. Die Vertrauensbereiche für die Systemzuverlässigkeit müssen aus der a-posteriori Systemverteilung $f_s(R)$ berechnet werden.

In Tabelle 7.1 ist der notwendige Stichprobenumfang n_s an Systemen in Abhängigkeit von der a-priori Zuverlässigkeit $R_{0,s}$ sowie der nachzuweisenden Zuverlässigkeit R_S für das Gesamtsystem mit einer Aussagewahrscheinlichkeit von P_A=90% aufgeführt. Es wird davon ausgegangen, dass die Systemtests ungerafft, d.h. Raffung r_s=1, und mit einem Lebensdauerverhältnis $L_{V,s}$=1 sowie ohne Ausfälle x_s=0 erprobt werden.

Entsprechend der aus der Komponentenebene eingebrachten a-priori Zuverlässigkeit $R_{0,s}$ leitet sich der notwendige Stichprobenumfang n_s für eine Erprobung ohne Ausfälle ab. Durch die Berücksichtigung der Vorkenntnisse aus der Komponentenerprobung berechnet sich eine Reduktion des notwendigen Stichprobenumfangs n_s auf der Systemebene. Besonders deutlich wird die Stichprobenreduktion, wenn der Median $R_{s,0}$ der Rechteckverteilung größer oder gleich der geforderten Systemzuverlässigkeit R_s ist. Dies leitet sich aus der Unstetigkeit der Rechteckverteilung ab, die zu dem in Tabelle 7.1 erkennbaren Sprung in der notwendigen Stichprobenanzahl führt.

Tabelle 7.1: Einfluss der a-priori Rechteckverteilung auf die Stichprobenreduktion an Systemen

Aussagewahrscheinlichkeit P_A	Zuverlässigkeits-forderung R_s	Vorkenntnis: Median $R_{s,0}$									
		0,5	0,55	0,6	0,65	0,7	0,75	0,8	0,85	0,9	0,95
	0,5	3	2	2	2	2	2	2	2	1	1
	0,55	3	3	3	3	2	2	2	2	2	2
	0,6	4	4	3	3	3	3	2	2	2	2
	0,65	5	5	4	4	3	3	3	2	2	2
	0,7	6	6	6	5	4	4	3	3	3	2
	0,75	8	7	7	7	6	4	3	3	3	3
	0,8	10	10	10	10	9	8	5	4	4	3
	0,85	14	14	14	14	13	13	11	5	5	4
	0,9	21	21	21	21	21	21	21	19	6	5
	0,95	44	44	44	44	44	44	44	43	43	7

7.2.3 Beispielhafte Anwendung

Am Beispiel eines Seriensystems aus 8 Komponenten, für das eine Zuverlässigkeit von 80% mit einer Aussagewahrscheinlichkeit von 90% nachgewiesen werden soll, wird exemplarisch der Einfluss der verschiedenen a-priori Systemverteilungen auf den notwendigen Stichprobenumfang aufgezeigt [93], Bild 7.5.

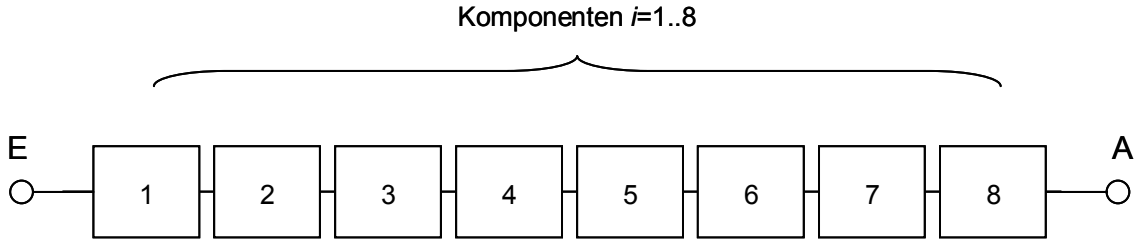


Bild 7.5: Seriensystem aus 8 Komponenten

Insbesondere wird der Einfluss des Systemtransformationsfaktors Φ berücksichtigt. Für die einzelnen Komponenten i=1..8 werden gemäß der attributiven und variablen Planung Zuverlässigkeitstests durchgeführt und Vorkenntnisse aus Vorgängerprodukten und Berechnungsergebnissen berücksichtigt. Entsprechend den Approximationsmethoden nach Kapitel 7.1.1 und 7.1.2 wurden die Zuverlässigkeitsverteilungen der Komponenten mittels Betaverteilungen approximiert. Die ermittelten Parameter A_i und B_i sind in Tabelle 7.2 aufgeführt.

Tabelle 7.2: Betaparameter der a-priori Verteilungen der Komponenten

Komponente i=1..8	1	2	3	4	5	6	7	8
Parameter A_i	70	78	70	71	81	82	70	84
Parameter B_i	1	2	1	1	3	2	2	1

Im Rahmen der Systemerprobung wird von einer Erprobung des Gesamtsystems mit dem Raffungsfaktor r_s=1 und dem Lebensdauerverhältnis L_V=0,5 oder L_V=0,7 ausgegangen. Hierbei wurde das Auftreten eines Ausfalls an Gesamtsystemen mit x_s=1 berücksichtigt.

Das Ausfallverhalten des Gesamtsystems wurde mit b=1,3 angenommen. In Bild 7.6 ist im Rahmen einer Parameterstudie der notwendige Stichprobenumfang n_s an Systemen in Abhängigkeit des Transformationsfaktors Φ unter Berücksichtigung einer Betaverteilung (Fall a) und einer zweiteiligen Rechteckverteilung (Fall b) aufgezeigt. Für jede Komponente wird ein einheitlicher Transformationsfaktor angenommen. Wird die Erprobung auf der Systemebene nach der klassischen Theorie ohne Vorkenntnis Φ_s=0 geplant, so sind je nach Lebensdauerverhältnis 27-41 Gesamtsysteme notwendig, um die Zuverlässigkeitsforderung zu erfüllen.

Es zeigt sich im Fall a) in Bild 7.6 allerdings auch, dass für einen Transformationsfaktor von Φ<0,8 ein höherer Stichprobenumfang gefordert wird, als nach der klassischen Theorie notwendig wäre. Dies resultiert aus der a-priori Betaverteilung, die nach der Berücksichtigung des Transformationsfaktors zu geringeren Zuverlässigkeiten ver-

schoben wird und somit eine schlechtere Zuverlässigkeitsaussage für das Gesamtsystem ergibt. Eine Reduktion des notwendigen Stichprobenumfangs n_s erhält man für dieses Beispiel ab einen Transformationsfaktor von $\Phi>0{,}8$.

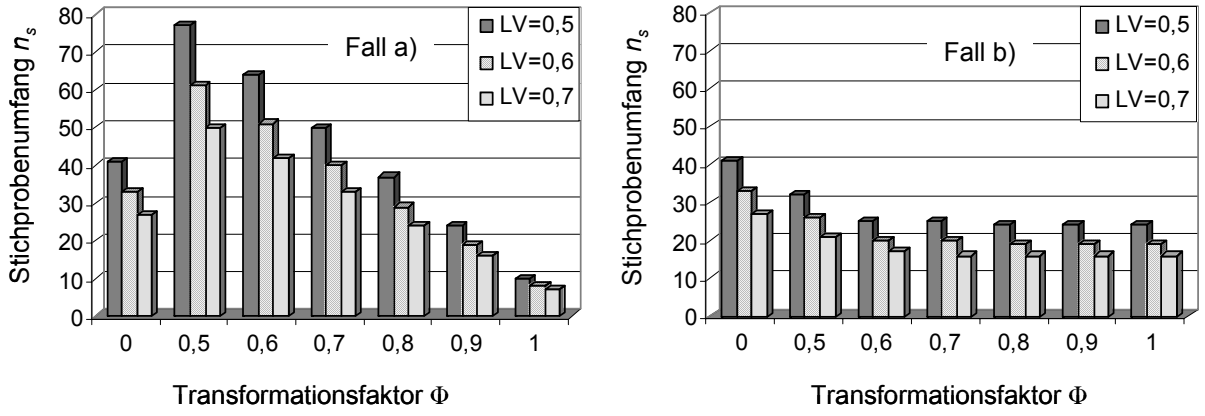


Bild 7.6: Einzuplanender Stichprobenumfang n_s an Gesamtsystemen

Eine grafische Darstellung der a-priori, a-posteriori und der bedingten Systemverteilung für ein Lebensdauerverhältnis von L_V=0,7 und dem Transformationsfaktor Φ=1 zeigt Bild 7.7. Der a-posteriori Erwartungswert liegt im Fall a) zwischen der a-priori Systemverteilung und bedingter Systemverteilung. Dies ist der Fall, da das a-priori Wissen aus der Komponentenerprobung eine höhere Aussage als der aktuelle Systemtest aufweist und somit zu einer Reduktion des notwendigen Stichprobenumfangs beiträgt.

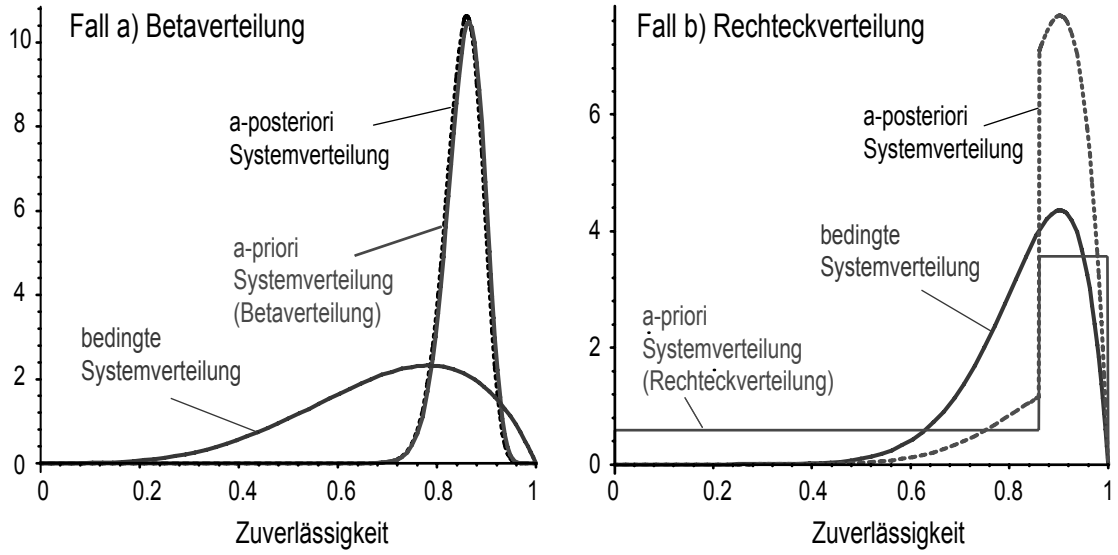


Bild 7.7: Betaverteilung und Rechteckverteilung als a-priori Systemverteilung

Ist die Zuverlässigkeitsforderung jedoch größer als die, die aus der a-priori Verteilung abgeleitet werden kann, so muss meist ein höherer Stichprobenumfang an Gesamtsystemen erprobt werden, als nach der klassischen Theorie notwendig wäre, da das a-priori Wissen ein zu hohes Gewicht in die Erprobung einbringt. Wird diese schlechtere Vorkenntnis im Rahmen des Bayes Theorems berücksichtigt, so muss diese zuerst wi-

derlegt werden, was statistisch gesehen nur durch einen höheren Stichprobenumfang gewährleistet werden kann. Dies erscheint jedoch nicht plausibel, da eine Vorleistung im Sinne der Tests auf der Komponentenebene vorliegt. Demzufolge sollte das a-priori Wissen nur eingebracht werden, wenn sich eine Verbesserung der Systemaussage ergibt.

Eine Lösung dieses Problems kann über die Integration des Vorwissens mit einer a-priori Verteilung nach Fall b) erfolgen. Hierbei erfolgt im Beispiel in jedem Fall eine Reduktion des notwendigen Stichprobenumfangs. Durch die zweiteilige Rechteckverteilung wird die Information widergespiegelt, dass eine Mindestzuverlässigkeit entsprechend dem Erwartungswert mit einer Aussagewahrscheinlichkeit von 50 % nachgewiesen wurde und 50 % eine höhere Zuverlässigkeit haben. Damit stellen Vorinformationen über das System aus der Komponentenebene eine Vorleistung dar, die zu einer Reduktion an notwendigen zu prüfenden Gesamtsystemen beitragen.

Jedoch muss der Aspekt berücksichtigt werden, dass mit zunehmender Größe des reduzierten Systems, die nach der Booleschen Theorie berechnete Systemzuverlässigkeit aus der Komponentenerprobung sehr gering wird. Diese geringe Systemzuverlässigkeitsaussage führt im Fall der a-priori Betaverteilung meist zu keiner Reduktion des Stichprobenumfangs und im Fall der a-priori Rechteckverteilung nur zu einer geringen Reduktion.

Durch die Nutzung von Komponentenvorwissen kann der notwendige Erprobungsumfang im Rahmen der Zuverlässigkeitstestplanung für das Gesamtsystem reduziert werden. Das vorgestellte Konzept berücksichtigt die Möglichkeiten der Erprobung mittels Raffungsfaktoren und mit abweichender Prüfzeit. Durch die Anwendung der Bayes Statistik wurde aufgezeigt, wie das Vorwissen aus der Komponentenerprobung in die aktuelle Erprobungsphase des Gesamtsystems mittels einer Betaverteilung unter Berücksichtigung eines Transformationsfaktors oder einer zweiteiligen Rechteckverteilung integriert werden kann. Insbesondere die Berücksichtigung der Vorkenntnis aus der Komponentenerprobung über eine zweiteilige Rechteckverteilung stellt eine praktikable Möglichkeit dar, die den Stichprobenumfang auf der Systemebene reduziert.

8 Nutzung von Betriebsdaten

Im Weiteren werden die als Baustein der in Kapitel 3.3 konzipierten Erprobungssystematik vorgestellten Ansatzpunkte zur Nutzung und Verwendung von Betriebsdaten detailliert beschrieben. Hierzu werden die notwendigen Inhalte eines Regelkreises, der die Einbindung von Betriebsdaten in den Entwicklungs- und Erprobungsprozess ermöglicht, dargestellt. Zum einen wird auf Methoden zur Betriebsdatenanalyse und der damit möglichen Beschreibung der Einsatzcharakteristik und Beanspruchung der Getriebe eingegangen. Insbesondere werden Möglichkeiten zur Analyse von Lastkollektiven mechanischer Getriebekomponenten untersucht. Zum anderen werden Ansätze zur Zuverlässigkeitsberechnung und -prognose im Kraftfluss liegender mechanischer Getriebekomponenten mittels Betriebsdaten aufgezeigt.

8.1 Betriebsdaten von Nutzfahrzeuggetrieben

Betriebsdaten werden bei verschiedensten technischen Systemen während des Betriebs zur Ermittlung der Beanspruchung und zum Condition Monitoring verwendet [111][115]. Moderne Steuergeräte von Nutzfahrzeuggetrieben verfügen über eine zusätzliche Betriebsdatenerfassung, welche die kontinuierliche Klassierung und Speicherung von Betriebsdaten im Einsatz befindlicher Fahrzeuge ermöglicht [112].

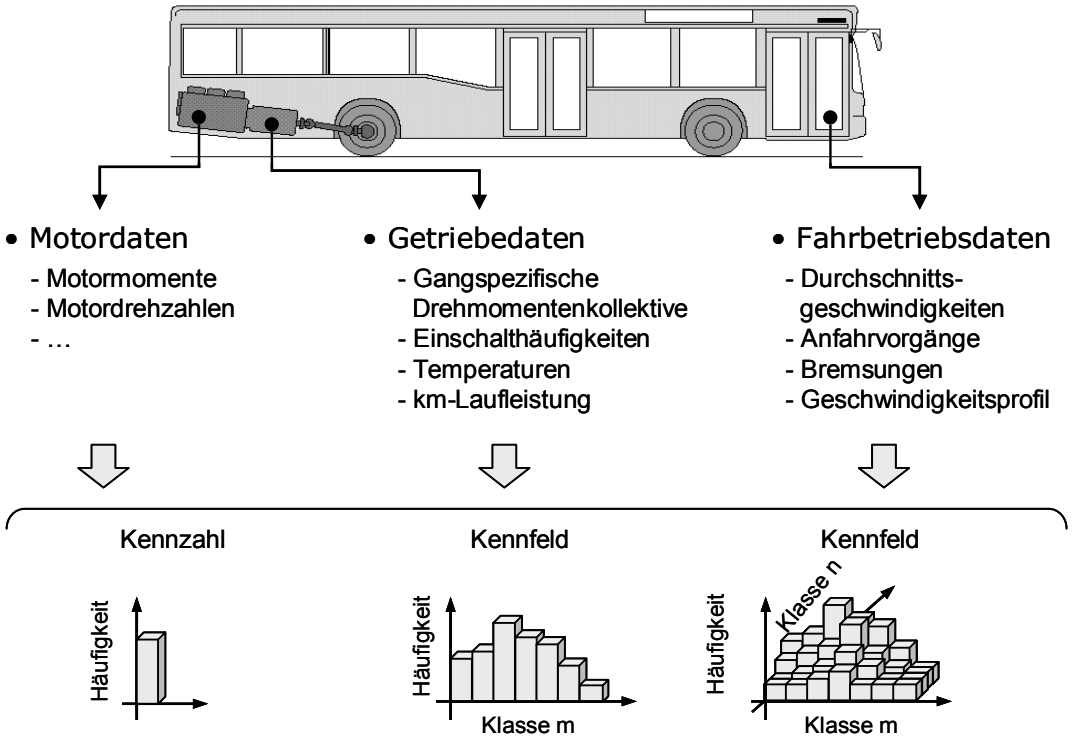


Bild 8.1: Betriebsdaten von Nutzfahrzeuggetrieben

Bei Nutzfahrzeuggetrieben für Stadtbusse ermöglicht diese Betriebsdatenerfassung im Getriebesteuergerät die Aufzeichnung von Fahrbetriebsdaten oder auch Motordaten, Bild 8.1. Darüber hinaus können aber auch Getriebedaten wie Öltemperatur, Schaltanzahl sowie gangspezifische Drehmomente und Drehzahlen erfasst werden. Steuerungsintern werden die Betriebsdaten als Kennzahlen oder Kennfelder abgelegt. Kennfelder stellen z.B. das Ergebnis der gangspezifischen Klassierung der Verweildauer in Drehmomenten- und Drehzahlklassen dar, aus dem sich Lastkollektive für einzelne Getriebekomponenten ableiten lassen. Durch eine großflächige statistische Auswertung dieser Kennzahlen und Kennfelder wird eine gezielte Analyse und Beurteilung der Beanspruchung und Belastung einzelner Getriebe oder einer Getriebeflotte möglich.

8.2 Regelkreis zur Nutzung von Betriebsdaten

Die Verwendung von Betriebsdaten zur Beanspruchungsanalyse wird erst optimal wirksam, wenn die Betriebsdaten einen kontinuierlichen Rückfluss zu Entwicklungs- und Erprobungstätigkeiten sowie einem kontinuierlichen Abgleich unterliegen. Diese Einbindung von Betriebsdaten in den Entwicklungs- und Erprobungsprozess von Getrieben, hier auf Lastkollektive bezogen, wird mittels des methodischen Ablaufs eines Regelkreises [112] verdeutlicht, Bild 8.2. Als Ergebnis sollen mit den aus Simulation, Messung oder Betriebsdaten ermittelten Lastkollektiven, Zuverlässigkeitsaussagen für die geforderte Lebensdauer der Komponenten abgeleitet werden. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass Lastkollektive aus Simulation, Messung und Betriebsdaten aufgrund von Unterschieden in der Erfassung Differenzen aufweisen und somit miteinander abgeglichen werden müssen.

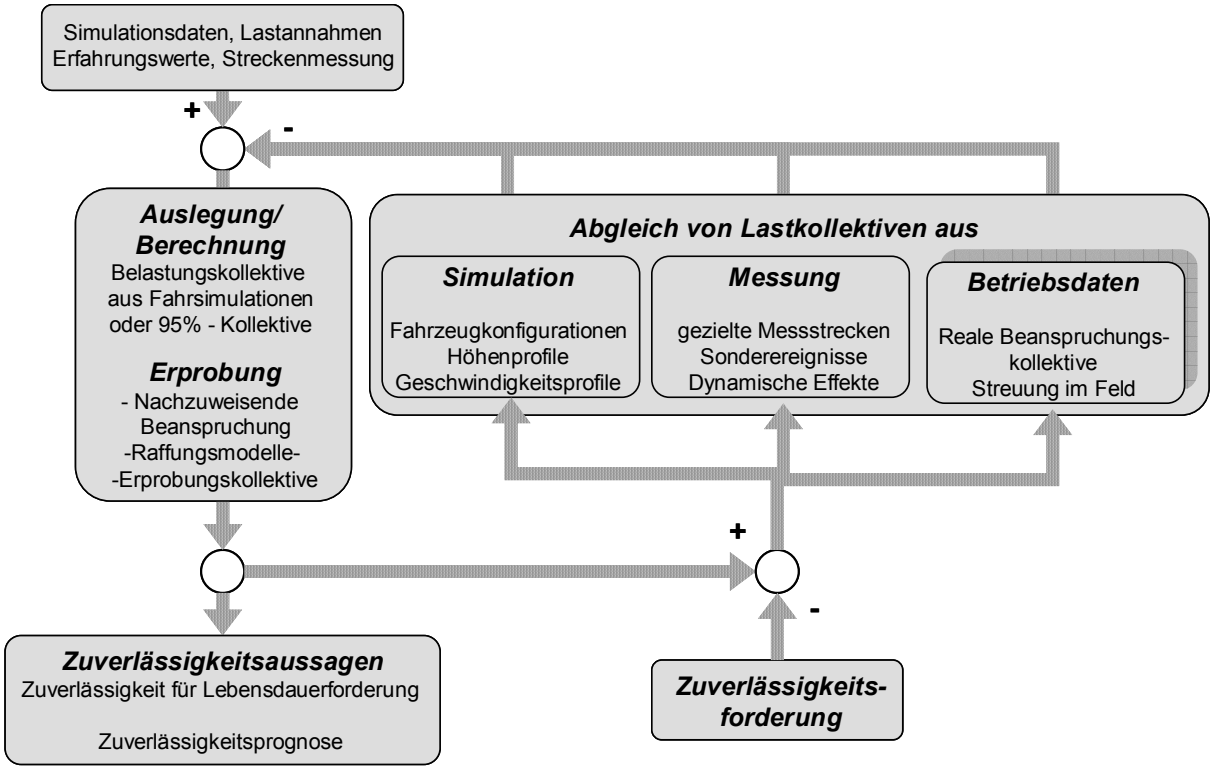


Bild 8.2: Regelkreis zur Nutzung von Betriebsdaten im Entwicklungs- und Erprobungsprozess

Berücksichtigt man, dass alle Erfassungsarten von Lastkollektiven gewisse Vor- bzw. Nachteile aufweisen, so muss für eine Nutzung der Lastkollektive aus Betriebsdaten zur Zuverlässigkeitsberechnung ein kontinuierlicher Abgleich stattfinden, Bild 8.2. Dies hat insbesondere für den Entwicklungs- und Erprobungsprozess von Getriebe und -komponenten Bedeutung, da hier simulierte Lastkollektive oder Lastannahmen die Basis zur Komponentenauslegung und -erprobung sowie Lebensdauer- und Zuverlässigkeitsberechnung mechanischer Getriebekomponenten mittels Schadensakkumulationshypothesen darstellen.

Diese klassische Ermittlung von Lastkollektiven für Getriebekomponenten leitet sich im Wesentlichen aus Fahrsimulationen am Rechner und Messungen am Fahrzeug ab. Die Simulation von Lastkollektiven stellt vor allem in der Entwicklungsphase eine ideale Möglichkeit dar, die Belastung von Komponenten zu ermitteln. Über verschiedenste Kombinationen von Fahrzeugkonfigurationen, Streckenprofilen und Fahrerverhalten können unterschiedliche Einsatzbedingungen simuliert werden. Darüber hinaus kann die Beanspruchungsstreuung der Komponenten im Betrieb abgeleitet werden. Ausgehend von diesen Auslegungskollektiven werden Erprobungskollektive abgeleitet, mittels derer die Erprobung erfolgt und eine versuchstechnische Zuverlässigkeitsaussage abgeleitetet wird.

Genauere Kenntnisse über Belastungskollektive lassen sich aus Fahrzeugmessungen ableiten, die allerdings nur gezielt an einzelnen Fahrzeugen durchgeführt werden können und somit auch nur in begrenztem Umfang vorliegen. Betriebsdaten bieten dagegen den Vorteil, dass diese großflächig über eine Getriebeflotte im Feld vorliegen. Diese können zwar erst in der Nutzungsphase gewonnen werden, dann aber von jedem Getriebe und somit in größerem Umfang in Höhe und Streuung statistisch ausgewertet werden. Damit kann die Belastung und Belastungsstreuung von Komponenten einer Getriebeflotte ermittelt werden. Sind Auslegungskollektive zu niedrig angenommen worden, werden Zuverlässigkeitsziele eventuell nicht erreicht und es muss präventiv eingegriffen werden. Sind die aus Messungen und Betriebsdaten abgeleiteten Kollektive geringer als die Auslegungskollektive, so lassen sich höhere Zuverlässigkeitsaussagen ableiten. Wesentliche Voraussetzung hierzu ist eine zielgerichtete Analyse und Interpretation der Betriebsdaten, um eine Vergleichbarkeit zwischen den Annahmen während des Entwicklungsprozesses und den aufgenommenen Betriebsdaten zu ermöglichen.

Dieser Abgleich zwischen Simulation, Messung und Betriebsdaten muss kontinuierlich auch während des Serieneinsatzes der Getriebe erfolgen, womit die Wissensbasis für Änderungskonstruktionen oder zukünftige Entwicklungen geschaffen wird. Zum einen wird somit eine anhaltende Verbesserung und Optimierung der Simulationen von Lastkollektiven sowie eine verbesserte Ableitung von genaueren Zuverlässigkeitsaussagen erfolgen. Zum anderen ist die Kenntnis über Differenzen zwischen Lastkollektiven aus Betriebsdaten und Messungen bzw. Simulationen notwendig, um eventuell bei der Online-Zuverlässigkeitsberechnung auftretende Unterschiede bewerten zu können.

8.3 Analyse von Betriebsdaten

Die Analyse von Betriebsdaten erfordert die Ermittlung von deren Größe und Streuung sowie beim Vorliegen von Lastkollektiven die Bewertung deren Kollektivform. Die Vorgehensweise zur Ermittlung der Höhe und Streuung von Kennzahlen und -feldern wird nachfolgend vorgestellt.

8.3.1 Analyse der Streuung von Betriebsdaten

Die gezielte Analyse der Höhe und Streuung von Betriebsdaten von Getrieben mit unterschiedlichsten Einsatzbedingungen im Feld stellt die Basis zum Informationsgewinn über Betriebsbedingungen und Beanspruchungen dar. Die entwickelte systematische Vorgehensweise zur Analyse von Kennzahlen und -feldern, Bild 8.3, gliedert sich in die Schritte

- Definition der zu analysierenden und zu vergleichenden Betriebsdatensätze,
- Normierung der Kennzahlen und -felder durch Normierungsgrößen,
- Ermittlung von Summenhäufigkeitswerten, Verteilungsart und Parametern,
- Visualisierung der Streuung,
- sowie die Bildung von Kennzahlen und Kenngrößen.

Im ersten Schritt wird die Auswahl der Datensätze, die analysiert oder miteinander verglichen werden sollen, durchgeführt. Die daraufhin folgende Normierung der Betriebsdatensätze auf eine definierte Kilometerlaufleistung oder Betriebszeit wird erforderlich, da die Betriebsdaten zu unterschiedlichen Betriebszeitpunkten und Kilometerlaufleistungen ausgelesen werden. Somit wird eine Vergleichbarkeit der einzelnen Betriebsdatensätze miteinander möglich.

Anschließend wird die Bestimmung von Summenhäufigkeitswerten, Verteilungsart und -parametern, die eine quantitative Bewertung der Streuung ermöglichen, durchgeführt. Die grafische Visualisierung der Streuung von Kennzahlen und Kennfeldern erfolgt über definierte Darstellungsformen. Diese umfassen zum Beispiel die Darstellung der Streuung von Kennzahlen und Kennfeldern in Darstellungen mit 10%, 50% und 90% Quantilen. Weitere Auswertemöglichkeiten sind der Getriebeanteil, der eine Zählung in einer Kollektivklasse erreicht. Bei sehr harten Einsatzbedingungen stellt dies eine wesentliche Bemessungsmöglichkeit dar, um eventuellen Missbrauch oder Sonderereignisse zu analysieren.

Der grafische Vergleich der Streuung von dreidimensionalen Kennfeldern ist zwar möglich, allerdings nicht sehr anschaulich. Aus den dreidimensionalen Kennfeldern werden deshalb eindimensionale Kennfelder gebildet, wie etwa Verweildauerkollektive in einer bestimmten Drehmomentenklasse oder Bereichspaarmittelwertkollektive. Diese Kollektive werden über spezielle Kennzahlen charakterisiert, die zu einer besseren Bewertung und Einstufung der Beanspruchungshöhe und -streuung führen.

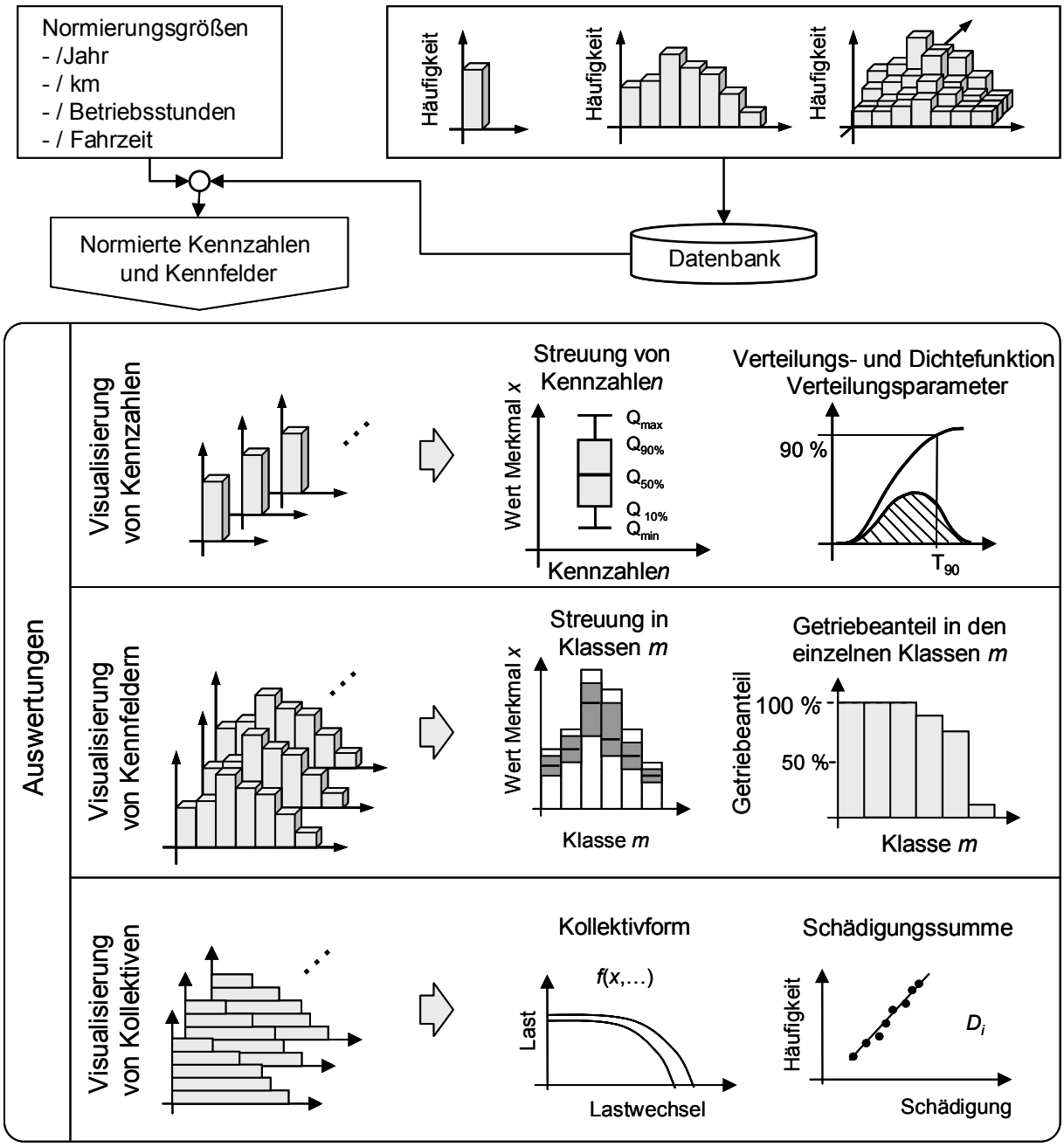


Bild 8.3: Analyse der Streuung von Betriebsdaten

Spezielle Kennzahlen, die diese Bewertungsmöglichkeiten von Kollektiven ermöglichen, sind wie im folgenden Kapitel gezeigt wird, der Formparameter von Kollektiven oder eine reale oder fiktive Schädigungssumme, die durch die Beanspruchungskollektive hervorgerufen wird.

8.3.2 Bewertung von Lastkollektiven

Die Bewertung von Lastkollektiven erfolgt durch die Quantifizierung der Kollektivform mittels des Formparameters v sowie durch die Schadenssumme, die ein Lastkollektiv erzeugt.

Bewertung der Kollektivform mit dem Formparameter ν

Je nach Einsatzfall eines Getriebes werden die Belastungskollektive unterschiedliche Häufigkeiten $n_{i,e}$ in den einzelnen Kollektivklassen σ_i aufweisen. Werden diese Einzelhäufigkeiten $n_{i,e}$ in Summenhäufigkeitsform n_i dargestellt, Bild 8.4, so ergibt sich für jeden Einsatzfall eine charakteristische Kollektivform. Diese Kollektivform kann allgemein durch den Formparameter ν [14][21] charakterisiert werden. Mit dem Formparameter berechnet sich die Summenhäufigkeit n_i in den einzelnen Kollektivklassen σ_i des Lastkollektivs über die Näherungsgleichung

$$n_i = \overline{N}^{\left(1-\left(\frac{\sigma_i}{\overline{\sigma}}\right)^{\nu}\right)} \quad \text{mit} \quad \nu = 0..\infty\,,\ \overline{N} = \sum n_i\,,\ \overline{\sigma} = \max(\sigma_i)\,. \tag{8.1}$$

Als Bezugsgrößen werden die Gesamtanzahl $\overline{N}$ aller Lastamplituden sowie die maximale Lastamplitude $\overline{\sigma}$ herangezogen. In Bild 8.4 ist diese bezogene Darstellung der Kollektivform für einen Gesamtlastwechselumfang von $\overline{N} = 1 \cdot 10^6$ Lastwechsel sowie unterschiedliche Formparameter ν aufgeführt.

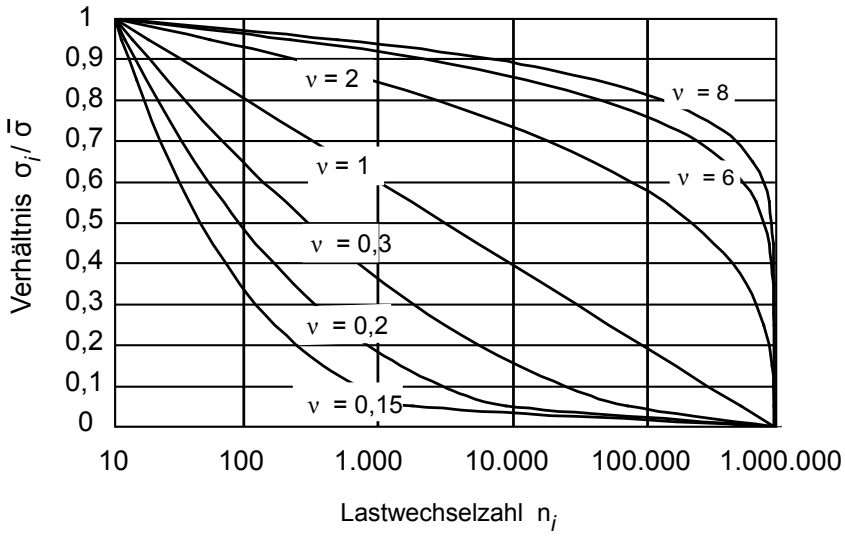


Bild 8.4: Charakterisierung der Kollektivform über unterschiedliche Formparameter ν

Wird nun für jedes einzelne Belastungskollektiv eines Getriebes j einer zu analysierenden Getriebeflotte der Formparameter ν_j bestimmt, ermöglicht dies die Ermittlung von Mittelwert und Streuung aller Formparameter ν_j. Dies kann zum Vergleich verschiedener Getriebeflotten oder zur Analyse einzelner Getriebekollektive innerhalb einer Flotte verwendet werden. Somit wird ein Rückschluss auf eventuelle Unterschiede in der Form von Lastkollektiven unterschiedlicher Einsatzbedingungen möglich, die auch für spätere Auslegungszwecke genutzt werden können. Die Berechnung des Formparameters ν_j kann mittels Regressionsrechnung [1] über die Summenhäufigkeiten n_i der einzelnen Kollektivklassen σ_i erfolgen.

$$\rho^2 = \sum_{j=1}^{k} r_j^2 = \sum \left(\frac{\sigma_i}{\overline{\sigma}} - \left(\sqrt[\nu]{1 - \frac{\ln n_i}{\ln \overline{N}}} \right) \right)^2 \rightarrow \mathit{Min.} \quad \text{mit} \tag{8.2}$$

$$\nu = 0..\infty\,,\ \overline{N} = \sum n_i\,,\ \overline{\sigma} = \max(\sigma_i)\,.$$

Bewertung der Kollektive mit einer fiktiven Schädigungssumme

Eine weitere Art der Bewertung von Lastkollektiven erfolgt durch die Analyse der Streuung der Schädigung, die Kollektive für mechanische Komponenten hervorrufen [61]. Sollen absolute Schadenssummen berechnet werden, muss die entsprechende Bauteilwöhlerlinie zugrunde gelegt werden. Sollen nur Kollektive bewertet werden, so ist eine fiktive Wöhlerlinie mit vorgegebenen Exponenten k ausreichend. Zur Berechnung der fiktiven Schadenssumme wird die Schadensakkumulationshypothese von Corten-Dolan [3][13] herangezogen, womit die Schadenssumme D_j eines Kollektives j mit

$$D_j = \sum_{i=1}^{n} \frac{n_i}{N_D} \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_D} \right)^k \tag{8.3}$$

berechnet wird. Wird für verschiedene Kollektive einer Getriebeflotte, je nach Einsatzart die Schädigungssumme D_j berechnet, können diese hinsichtlich Mittelwert, Varianz und Verteilungsfunktion analysiert werden, Bild 8.5.

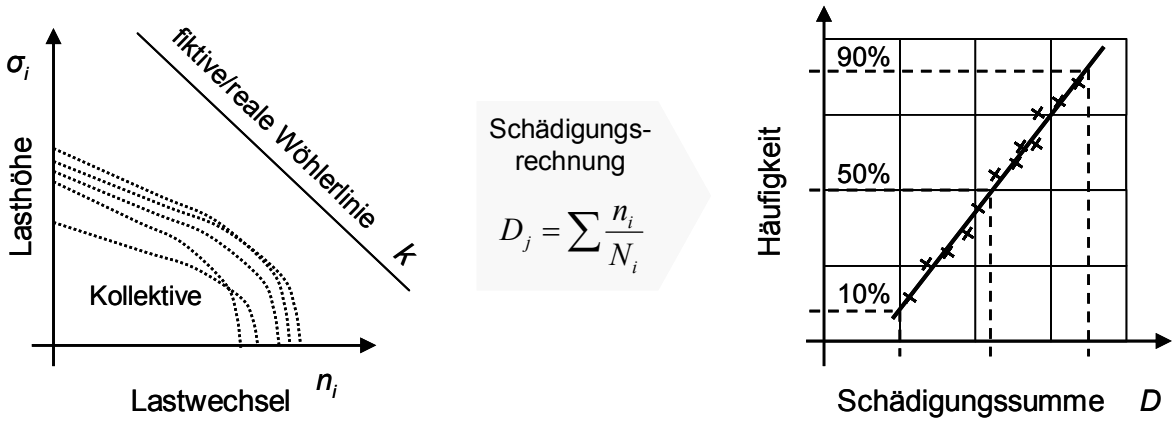


Bild 8.5: Charakterisierung der Streuung von Kollektiven über die Schadenssumme [61]

Diese Kennwerte können wiederum in den Entwicklungsprozess einfließen und zur Bestimmung der Beanspruchungsstreuung verwendet werden. Eine sehr gleichmäßige Beanspruchung einer Komponente wird sich in einer kleinen Varianz und damit Streuung äußern. Wird die Art und Form der Verteilung der Schadenssumme für eine spezielle Getriebeflotte ermittelt, können beim Vorliegen von Kenntnissen über Art und Form der Verteilung für die ertragbare Schadenssumme D Zuverlässigkeitsberechnungen über die Stress-Strength Methode [1] durchgeführt werden.

8.4 Zuverlässigkeitsberechnung, -monitoring und -prognose

Neben der Verwendung der Betriebsdaten für spezifische Analysen der Einsatzcharakteristik und -bedingungen ist als weiterer Gesichtspunkt die Nutzung der Betriebsdaten zur Ermittlung des aktuellen Schädigungs- und Zuverlässigkeitsgrades mechanischer Komponenten zu sehen [113][126]-[130]. Insbesondere die Online-Zuverlässigkeitsberechnung der im Leistungsfluss befindlichen mechanischen Antriebsstrangkomponenten und die daraus abgeleitete risikoabhängige Wartung oder der Austausch von Komponenten vor dem Getriebeausfall sind hierbei hervorzuheben [116][117].

Zuverlässigkeitsaussagen aus Betriebsdaten können für Antriebsstrangkomponenten abgleitet werden, deren Lebensdauer bzw. Zuverlässigkeit über eine Betriebsfestigkeitsrechnung ermittelt werden kann, wie dies z.B. für Lager, Wellen und Verzahnungen der Fall ist. Hierbei wird zwischen der Offline Berechnung, d.h. dem Auslesen der Lastkollektive aus dem Steuergerät und externen Lebensdauer- bzw. Zuverlässigkeitsberechnung sowie einer Online Berechnung der Lebensdauer und Zuverlässigkeit direkt im Steuergerät unterschieden, Bild 8.6.

Neben dem Abgleich der ermittelten Zuverlässigkeitswerte mit denen der Auslegungs- und Erprobungsphase, kann eine präventive Wartung der Komponenten, abhängig vom Schädigungsgrad und Zuverlässigkeitsrisiko abgeleitet werden.

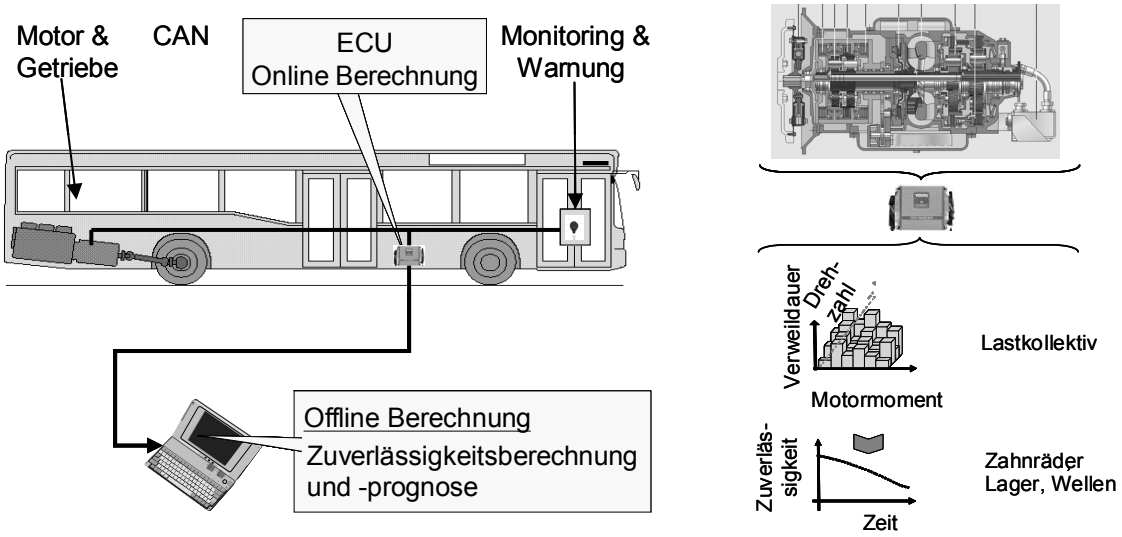


Bild 8.6: Online und Offline Zuverlässigkeits- und Lebensdauerberechnung mittels Betriebsdaten

Einen Überblick über den Prozessablauf zur Online-Zuverlässigkeitsberechnung und -prognose zeigt Bild 8.7. Das aktuelle Motormoment sowie die Getriebedrehzahl stehen über den CAN-Bus des Fahrzeugs und die Getriebesensorik zur Verfügung und werden Online klassiert. Die Ableitung komponentenspezifischer Beanspruchungskollektive erfolgt mittels weiterer Klassierverfahren wie der Verweildauerzählung oder der Rainflowklassierung [1][13].

Allerdings muss berücksichtigt werden, dass nur das CAN-Motormoment zur Verfügung steht. Dynamische Effekte des Motorhochlaufs bei Schaltungen oder Beschleunigungsvorgängen müssen durch Sonderereignisse und Korrekturfaktoren berücksich-

tigt werden, die durch den in Bild 8.2 beschriebenen Regelkreis ermittelt werden müssen. Mit diesen Betriebsdaten kann die Schädigungs- bzw. Zuverlässigkeitsberechnung für die entsprechende Komponente erfolgen. Die berechneten Zuverlässigkeitswerte müssen direkt mit entsprechenden Grenzwerten verglichen werden.

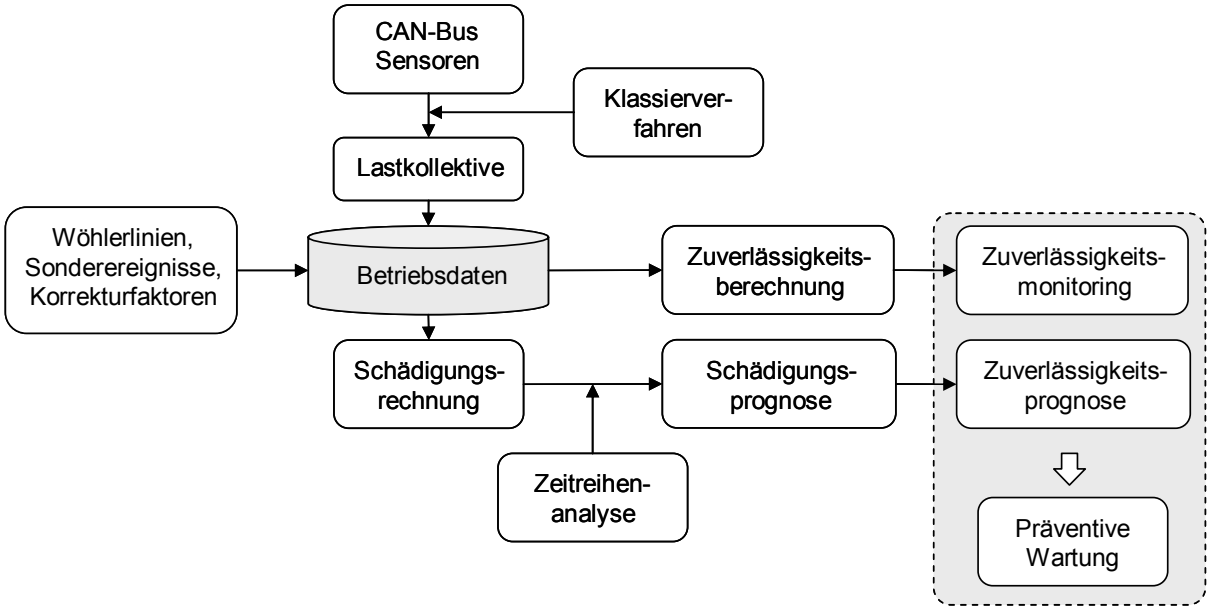


Bild 8.7: Ablauf zum Zuverlässigkeitsmonitoring und zur Zuverlässigkeitsprognose

Werden diese überschritten, ist eine präventive Wartung angezeigt, was über eine entsprechende Meldung angezeigt wird und einen Austausch der Komponente zur Folge hat. Von weiterer Bedeutung ist die Möglichkeit, über die Beanspruchungshistorie der Komponente, eine Zuverlässigkeitsprognose für einen späteren Betriebszeitpunkt abzugeben. Hierzu muss der Schädigungsgrad der Komponente berechnet und prognostiziert werden. Aus der prognostizierten Schädigung für einen späteren Betriebszeitpunkt lässt sich eine Zuverlässigkeitsprognose ableiten, aus der wiederum der Zeitpunkt für eine Wartung der Komponente ermittelt werden kann. Dieses Konzept ermöglicht die präventive Wartung der Komponenten abhängig vom Schädigungsgrad und Zuverlässigkeitsrisiko [125].

8.4.1 Zuverlässigkeitsberechnung und -monitoring

Die Basis der Zuverlässigkeitsberechnung ist einerseits die Beanspruchung der Komponente durch das vorliegende Beanspruchungskollektiv sowie andererseits die Beanspruchbarkeit der Komponente, ausgedrückt z.B. in Form einer Wöhlerlinie. Im Rahmen der Zuverlässigkeitsberechnung muss weiterhin berücksichtigt werden, dass die Lastwechselanzahlen und Beanspruchungshöhen der Kollektivstufen des Beanspruchungskollektivs aufgrund gewisser Unschärfen bei der Erfassung Streuungen unterliegen. Außerdem werden die zur Betriebsfestigkeits- und Zuverlässigkeitsberechnung notwendigen Parameter der Bauteilwöhlerlinie durch unterschiedliche Einflüsse, wie z.B. aus der Fertigung oder dem Werkstoff, bestimmten Streuungen unterliegen. Somit sind diese Größen als verteilte Berechnungsparameter anzusehen und spezielle Berechnungsverfahren anzuwenden.

Im Rahmen der Zuverlässigkeitsberechnung wird im Allgemeinen davon ausgegangen, dass ein Ausfall dann auftritt, wenn die einwirkende Beanspruchung L die ertragbare Beanspruchbarkeit S überschreitet [1][13]. Die Ausfallwahrscheinlichkeit F einer Komponente ergibt sich somit aus der Wahrscheinlichkeit P, dass die Beanspruchung L größer als die Beanspruchbarkeit S ist

$$F = P(L > S)\,. \tag{8.4}$$

Die Zuverlässigkeit R ergibt sich aus der Wahrscheinlichkeit P, dass die ertragbare Beanspruchbarkeit S größer als die auftretende Beanspruchung L ist

$$R = P(S > L)\,. \tag{8.5}$$

Generell sind die Beanspruchbarkeit S und die Beanspruchung L Funktionen mehrerer verteilter Berechnungsparameter, die als Zufallsvariablen aufgefasst werden. Für Zuverlässigkeitsanalysen wird eine Grenzzustandsfunktion g [121] definiert

$$g = S - L = g(X_1, X_2, ..., X_n)\,. \tag{8.6}$$

welche die Zusammenhänge zwischen der Beanspruchung L und der Beanspruchbarkeit S beschreibt. Hierbei sind X_1, X_2, X_3,…, X_n die n Zufallsvariablen zur Beschreibung der Beanspruchung L und der Beanspruchbarkeit S, die durch die Grenzfunktion miteinander verbunden sind. Die Zuverlässigkeit R leitet sich somit aus der Wahrscheinlichkeit P ab, für die die Grenzzustandsfunktion g die folgende Bedingung erfüllt

$$R = P(g > 0) = P\left[g(X_1, X_2, ..., X_n) > 0\right]. \tag{8.7}$$

Die Zuverlässigkeit R berechnet sich dann aus dem Integral [121]

$$R = \int_{over\ g>0} g_x(x_1, x_2, ..., x_n)\,dx_1 dx_2 ... dx_n\ . \tag{8.8}$$

Sind die Berechnungsparameter stochastisch unabhängig [114] so gilt

$$R = \int_{over\ g>0} \prod_{i=1}^{n} g_x(x_i)\,dx_i\ . \tag{8.9}$$

Hierbei ist g_x die Wahrscheinlichkeitsdichtefunktion für den Zufallsvektor der einzelnen Berechnungsparameter. Die Verteilungsfunktionen der einzelnen Parameter müssen aus Erfahrungen festgelegt werden. Zur Berechnung der Zuverlässigkeit aus der Grenzzustandsfunktion müssen bei komplexen Fällen numerische Verfahren, wie etwa die Second Order Reliability Method oder das Monte Carlo Verfahren angewendet werden [121][124].

Für die Bildung der Grenzzustandsfunktion g gibt es mehrere Möglichkeiten. Es muss berücksichtigt werden, dass die Beanspruchung als Kollektiv vorliegt und umgerechnet werden muss. Alle im weiteren vorgestellten Methoden nutzen daher die schädigungsäquivalente Umrechnung des aufgenommenen Lastkollektivs in ein schädi-

gungsäquivalentes Einstufenkollektiv mittels der Schadensakkumulationshypothesen nach Miner-Original, Corten-Dolan oder Miner-Haibach [1][13]. Nachfolgend wird beispielhaft die äquivalente Belastung nach der linearen Schädigungshypothese von Corten-Dolan berechnet und von den Wöhlerlinienparametern Dauerfestigkeit σ_D, Ecklastspielzahl N_D und Wöhlerliniensteigung k ausgegangen. Eine Übertragung auf andere Schädigungshypothesen ist jedoch jederzeit möglich.

Die Grenzzustandsfunktion g kann zum einen nach Bild 8.8a) über die Streuung der Beanspruchung L und der Beanspruchbarkeit S bei einer definierten Lastwechselzahl ermittelt werden. Zum anderen kann die Grenzzustandsfunktion g nach Bild 8.8b) über die Streuung der auftretenden Lastwechsel N_{ref} und der ertragbaren Lastwechsel N_f bei einer definierten Beanspruchungshöhe σ_{ref} berechnet werden. Darüber hinaus lässt sich die Grenzzustandsfunktion aber auch aus der aktuellen Schädigung D und der ertragbaren Schädigung D_f ableiten. Prinzipiell können alle Berechnungsparameter der Grenzzustandsfunktion g wie z.B. Ausfallschadenssumme D_f, Ecklastspielzahl N_D oder Dauerfestigkeit σ_D als verteilt angenommen werden.

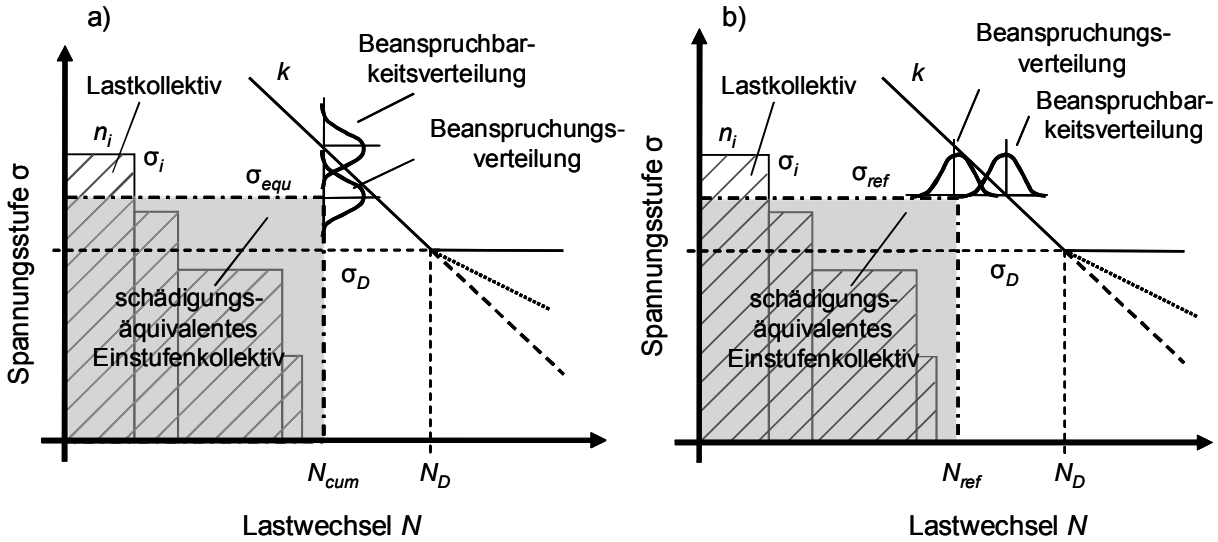


Bild 8.8: Zuverlässigkeitsberechnung über Streuung der Belastung oder der Lastwechselzahlen

Nachfolgend werden vier wesentliche Methoden zur Ableitung der Grenzzustandsfunktion g für eine Kollektivbeanspruchung abgeleitet, wobei die einzelnen Berechnungsparameter als verteilt angenommen werden können. Bei allen Methoden kann ein Unsicherheitsfaktor u_s berücksichtigt werden, um Ungenauigkeiten in der linearen Schadensakkumulationshypothese zu berücksichtigen.

8.4.1.1 Methode nach O'Conner

Zur Zuverlässigkeitsberechnung nach O'Conner [118] wird die Grenzzustandsfunktion g aus der Streuung der Beanspruchung σ_l und der Beanspruchbarkeit σ_s bei einer definierten Lastwechselzahl N_{cum} gebildet, Bild 8.8a). Für die Grenzzustandsfunktion g gilt

$$g = \sigma_s - \sigma_l \,. \tag{8.10}$$

Zur Zuverlässigkeitsberechnung muss die Grenzzustandsfunktion g die Bedingung

$$g = \sigma_s - \sigma_l > 0 \tag{8.11}$$

erfüllen. Die Beanspruchung σ_l wird über die Berechnung einer schadensäquivalenten Beanspruchung nach

$$\sigma_l = \sigma_{equ} = \sqrt[k]{\sum_{i=1}^{n} p_i \cdot \sigma_i^k} \text{ mit } p_i = \frac{n_i}{N_{cum}} \text{ und } N_{cum} = \sum_{i=1}^{n} n_i \tag{8.12}$$

aus dem Lastwechselanteil p_i auf dem entsprechenden Beanspruchungshorizont σ_i und der Wöhlerliniensteigung k ermittelt. Die ertragbare Beanspruchung σ_s

$$\sigma_s = \sqrt[k]{\frac{D_f \cdot N_D \cdot \sigma_D^k}{N_{cum} \cdot u_s^k}} \tag{8.13}$$

bei der Lastwechselzahl N_{cum} wird aus der Wöhlerliniengleichung abgeleitet. Zusätzlich kann ein Unsicherheitsfaktor u_s berücksichtigt werden, der die Ungenauigkeiten in der Schadensakkumulationshypothese berücksichtigen soll. Die kumulative Anzahl der Lastwechsel N_{cum} ergibt sich aus dem schädigungsäquivalenten Lastkollektiv zu

$$N_{cum} = n_{cum} = \sum_{i=1}^{n} n_i \,. \tag{8.14}$$

Mittels Gl.(8.12) und Gl.(8.13) lässt sich die Grenzzustandsfunktion g für die Berechnung der Zuverlässigkeit aus Gl.(8.10) durch

$$g = \sqrt[k]{\frac{D_f \cdot N_D \cdot \sigma_D^k}{N_{cum} \cdot u_s^k}} - \sqrt[k]{\sum_{i=1}^{n} p_i \cdot \sigma_i^k} \tag{8.15}$$

beschreiben. Die einzelnen Berechnungsparameter der Grenzzustandsfunktion werden als verteilt angenommen.

8.4.1.2 Methode nach Ayyub

Nach Ayyub [120] erfolgt die Zuverlässigkeitsberechnung aus der Streuung der kumulativen Lastwechsel N_{cum} und der Streuung der ertragbaren Lastwechsel N_f auf einem schädigungsäquivalenten Beanspruchungshorizont σ_{equ}, Bild 8.8b). Für die Grenzzustandsfunktion g gilt

$$g = N_f - N_{cum} \,. \tag{8.16}$$

Diese muss zur Zuverlässigkeitsberechnung die Bedingung

$$g = N_f - N_{cum} > 0 \tag{8.17}$$

erfüllen. Die kumulative Lastwechselzahl N_{cum} leitet sich aus der Summe der Lastwechsel n_i der Kollektivstufen des Betriebskollektivs zu

$$N_{cum} = n_{cum} = \sum_{i=1}^{n} n_i \tag{8.18}$$

ab. Die ertragbare Lastwechselzahl N_f bis zum Ausfall ergibt sich aus der Wöhlerlinie, unter Berücksichtigung eines Sicherheitsfaktors u_s und der Schadenssumme D_f bis zum Ausfall, zu

$$N_f = \frac{D_f \cdot \sigma_D^k \cdot N_D}{u_s^k \cdot \sigma_{equ}^k}. \tag{8.19}$$

Werden Gl.(8.18) und Gl.(8.19) in Gl.(8.17) berücksichtigt, leitet sich die Grenzfunktion

$$g = \frac{D_f \cdot \sigma_D^k \cdot N_D}{u_s^k \cdot \sigma_{equ}^k} - \sum_{i=1}^{n} n_i \tag{8.20}$$

ab, aus der sich die Zuverlässigkeit berechnen lässt. Die Parameter der Grenzfunktion werden als verteilt angenommen. Wesentliches Merkmal und eventuell Nachteil ist, dass bei einer Änderung der Kollektivform die äquivalente Last ebenfalls verändert wird. Jedoch muss berücksichtigt werden, dass die Streuung der Ausfalllastwechsel der Wöhlerlinie nicht auf jedem Lasthorizont gleich ist [133], was bei dieser Berechnungsmethode nicht berücksichtigt wird.

8.4.1.3 Erweiterung der Methode nach Ayyub

Eine Weiterentwicklung der Methode nach Ayyub ermöglicht die Grenzzustandsfunktion entsprechend der Streuung der Lastwechselzahl N_{ref} des schädigungsäquivalenten Lastkollektivs und der Streuung der Lastwechselzahlen der Wöhlerlinie auf einem definierten Bezugslasthorizont σ_{ref} zu beziehen, Bild 8.8b) [113]. Der Vorteil ist, dass für dieses Beanspruchungsniveau eventuell Versuchsdaten über Streuungen der Wöhlerlinienparameter vorliegen können und das Belastungskollektiv auf ein schädigungsäquivalentes Lastkollektiv mit entsprechender Bezugsbelastung transformiert wird. Der Ausfall der Komponenten ergibt sich beim Überschreiten einer kritischen Lastwechselzahl N_f. Die Grenzfunktion für die Berechnung der Zuverlässigkeit ergibt

$$g = N_f - N_{ref}. \tag{8.21}$$

Für die Zuverlässigkeitsberechnung muss die Grenzzustandsfunktion wiederum die Bedingung

$$g = N_f - N_{ref} > 0 \tag{8.22}$$

erfüllen. Die Lastwechselzahl N_f bis zum Ausfall bei einer entsprechenden Bezugsbelastung σ_{ref} berechnet sich aus der Bauteilwöhlerlinie zu

$$N_f = \frac{D_f \cdot \sigma_D^k \cdot N_D}{u_s^k \cdot \sigma_{ref}^k}. \tag{8.23}$$

Die Lastwechselzahl N_{ref} der Bezugsbelastung σ_{ref} wird durch schädigungsäquivalente Umrechnung aus dem Beanspruchungskollektiv berechnet

$$N_{ref} = \sum_{i=1}^{n} \frac{n_i}{N_D} \cdot \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_{ref}} \right)^k . \tag{8.24}$$

Für die Grenzzustandsfunktion g erhält man aus Gl.(8.22) mit Gl.(8.23) und Gl.(8.24)

$$g = \frac{D_f \cdot N_D \cdot \sigma_D^k}{u_s^k \cdot \sigma_{ref}^k} - \sum_{i=1}^{n} \frac{n_i}{N_D} \cdot \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_{ref}} \right)^k . \tag{8.25}$$

Der Faktor u_s dient dazu Unsicherheiten in der Schadensakkumulationshypothese zu quantifizieren. Bei der Grenzzustandsfunktion nach Gl.(8.25) können die Berechnungsparameter wieder als verteilt angenommen werden.

8.4.1.4 Methode über die Streuung der Schadenssummen

Eine weitere Möglichkeit zur Zuverlässigkeitsberechnung [119] ermöglicht die Definition der Grenzzustandsfunktion über die Schädigung D_l des Belastungskollektives und die ertragbare Schädigung D_f bis zum Ausfall der Komponente. Für die Grenzzustandsfunktion gilt

$$g = D_f - D_l . \tag{8.26}$$

Zur Berechnung der Zuverlässigkeit muss wieder gelten

$$g = D_f - D_l > 0 . \tag{8.27}$$

Die auftretende Schädigung D_l, hervorgerufen durch das Belastungskollektiv, berechnet sich entsprechend der linearen Schadensakkumulationshypothese zu

$$D_l = \sum_{i=1}^{n} \frac{n_i \cdot \sigma_i^k}{N_D \cdot \sigma_D^k \cdot u_s^k} . \tag{8.28}$$

Der Parameter u_s entspricht einem Unsicherheitsparameter, der die Ungenauigkeiten in den einzelnen Parametern sowie in der linearen Schädigungsrechnung berücksichtigt. Mit Gl.(8.27) und (8.28) ergibt sich die Grenzzustandsfunktion g zu

$$g = D_f - \sum_{i=1}^{n} \frac{n_i \cdot \sigma_i^k}{N_D \cdot \sigma_D^k \cdot u_s^k} , \tag{8.29}$$

wobei die Schadenssumme D_f bis zum Ausfall, die Dauerfestigkeit σ_D, die Ecklastspielzahl N_D, Unsicherheitsfaktor u_S und die Wöhlerliniensteigung k als verteilt ange-

nommen werden können. Die Streuung der Ausfallschadenssumme D_f muss aus Versuchsdaten ermittelt oder aus Literaturangaben abgeleitet werden.

8.4.2 Zuverlässigkeitsprognose

Neben der Zuverlässigkeitsberechnung und dem aktuellen Zuverlässigkeitsmonitoring ist die Prognose der Zuverlässigkeit für einen späteren Betriebszeitpunkt von Bedeutung [112][113]. Die hier angewandte Zuverlässigkeitsprognose erfolgt über die Prognose der Schädigung der Komponente. Der Schädigungsverlauf wird mittels Zeitreihenanalysen analysiert und prognostiziert. Ausgehend von der Prognose des Schädigungsverlaufs wird der Zuverlässigkeitsverlauf berechnet, um eine Zuverlässigkeitsprognose zu ermöglichen [125]. Zeitreihenmodelle werden meist dazu verwendet, lineare Trends zu prognostizieren. Jedoch muss berücksichtigt werden, dass der Verlauf der Zuverlässigkeit keinem linearen Verlauf entspricht, sondern meist nach einer definierten Verteilung verläuft. Dahingegen ist der Trend der Schädigung, bei annähernd gleich bleibenden Nutzungsbedingungen, ein quasi linearer Verlauf. Die Zuverlässigkeitsberechnung erfolgt über die Streuung der prognostizierten Schädigung.

Um dieses Vorgehen zu verdeutlichen, wurde im nachfolgenden Beispiel aus synthetischen Daten ein Schädigungsverlauf über einen Zeitraum von 6 Jahren aus verschiedenen simulierten Lastkollektiven einer mechanischen Komponente generiert. Der Schädigungsverlauf wird so generiert, dass immer zu bestimmten Zeitpunkten, z.B. monatlich, der Schädigungsgrad $D(t)$ als bekannt vorausgesetzt wird.

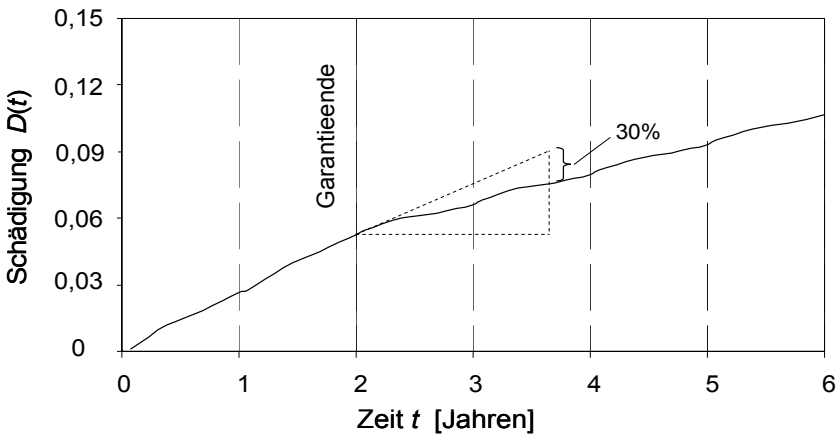


Bild 8.9: Simulierter Schädigungsverlauf für 6 Jahre

Zu bestimmten Zeitpunkten, hier nach einem Jahr, wird eine Prognose des Schädigungsverlaufes über eine Zeitreihenanalyse durchgeführt. Hierbei werden das Regressionsmodell [122] und das Modell des exponentiellen Glättens [123] verwendet. Beim simulierten Verlauf der Schädigung in Bild 8.9 wird zusätzlich davon ausgegangen, dass der Schädigungsgrad nach Beendigung des Garantiezeitraumes nach zwei Jahren aufgrund der geringeren Nutzung um 30% niedriger ist.

Zeitreihenanalyse des Beispiels

Über ein Intervall von einem Jahr zeigt Bild 8.10 den zugehörigen Verlauf der Schädigungs- und Zuverlässigkeitsprognose. In Bild 8.10a) ist der Verlauf der prognostizierten Schädigung im Vergleich zum simulierten Schädigungsverlauf aufgeführt. Deutlich erkennbar ist, dass nur geringe Abweichungen im Vergleich zur Referenz des simulierten Schädigungsverlaufs auftreten. Sowohl das Exponentialmodell als auch das Regressionsmodell liefern geringe Abweichungen zum realen Verlauf.

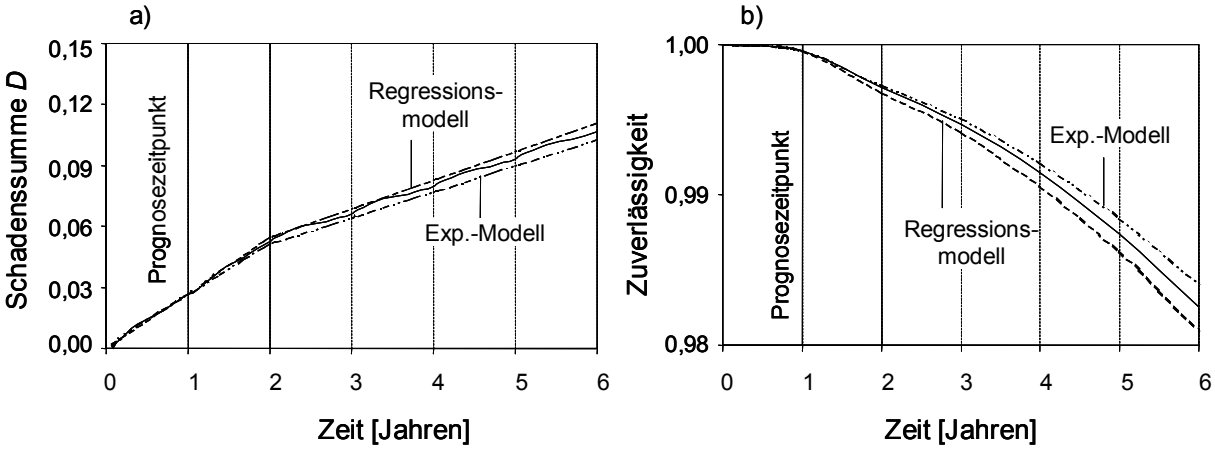


Bild 8.10: Prognose der Schädigung und der Zuverlässigkeit nach 1 Jahr [113]

Der aus dem prognostizierten Schädigungsverlauf abgeleitete Zuverlässigkeitsverlauf der einzelnen Zeitreihenmodelle ist in Bild 8.10b) dargestellt. Es zeigen sich nur geringe Abweichungen im Vergleich zur Referenz des Zuverlässigkeitsverlaufs. Zu erwarten ist, dass die Qualität der Prognose mit einem höheren Datenumfang, d.h. steigender Laufleistung der Getriebe, zunehmend genauer wird.

9 Zusammenfassung und Ausblick

Ziel der vorliegenden Arbeit ist die Entwicklung eines zuverlässigkeitsorientierten Erprobungskonzepts am Beispiel eines Nutzfahrzeuggetriebes für Stadtbusse. Berücksichtigt wird die Verwendung und Einbindung von Betriebsdaten des Getriebes zur Zuverlässigkeitsberechnung.

Zur Optimierung des Erprobungsprozesses werden mit der im ersten Teil der Arbeit entwickelten Erprobungsmethodik die Möglichkeiten zur Berücksichtigung aller notwendigen Randbedingungen zur Zuverlässigkeitstestplanung von Komponenten und Gesamtgetriebe verdeutlicht. Betrachtet werden insbesondere mechanisch und hydraulisch leistungsführende Komponenten des Getriebes.

Anhand der Problematik der Beanspruchungsstreuung mechanischer Komponenten im Betrieb, hervorgerufen durch unterschiedlichste Einsatzcharakteristiken der Getriebe, verdeutlicht die entwickelte Vorgehensweise, wie die Beanspruchungsverteilung von Komponenten mittels Fahrsimulationen ermittelt werden kann. Aus der Beanspruchungsverteilung leiten sich dann repräsentative Lastkollektive oder definierte Beanspruchungen ab, welche die Basis für den Zuverlässigkeitsnachweis bilden. Um für Zuverlässigkeitstests im Versuch eine zeitliche Raffung der nachzuweisenden Beanspruchung zu erreichen, werden Raffungsmodelle zur Berechnung des Raffungsfaktors aus Erprobungskollektiven berücksichtigt.

Die weitere Untergliederung des Erprobungsprozesses wird zeitlich in die Phase der Komponenten- und Gesamtgetriebeerprobung vorgenommen. Zur Zuverlässigkeitstestplanung von Komponenten und Getriebe werden attributive und variable Testplanungsmodelle unter Einbeziehung des Raffungsfaktors und Lebensdauerverhältnisses optimiert. Die Berücksichtigung der Beanspruchungsverteilung der Komponenten im Betrieb ermöglicht es, die Unterschiede des Zuverlässigkeitsnachweises bezüglich eines definierten Quantils der Beanspruchungsverteilung oder der Berücksichtigung der gesamten Beanspruchungsverteilung zu analysieren. Hier zeigt sich der Vorteil einer Zuverlässigkeitstestplanung auf Basis der Feldbeanspruchung, die zu einem deutlich niedrigeren Stichprobenumfang der Erprobung führt. Um die Höhe der Zuverlässigkeitsanforderung von ökonomischen Kriterien abhängig zu machen, wurde ein Modell zur kostenoptimalen Zuverlässigkeitstestplanung entwickelt, welches die zu erwartenden Gesamtkosten minimiert. Dieses Modell ermöglicht eine Definition der Zuverlässigkeitsanforderung sowie der Randbedingungen wie Raffungsfaktor und Prüfzeit unter Berücksichtigung der Erprobungs- und Garantiekosten sowie des Ersatzteilerlöses.

Für den Sonderfall des Dauerfestigkeitsnachweises mechanischer Komponenten werden die Erprobungsmethoden systematisch hinsichtlich der Anzahl der Prüfhorizonte eingeteilt und analysiert. Die Analyse von Dauerfestigkeitsversuchen auf einem Lasthorizont erfolgt hinsichtlich des Einflusses der Verteilungsart der Dauerfestigkeitswerte. Dies ermöglicht es, Unterschiede in den Ergebnissen bei Anwendung der Normal-

verteilung, Log-Normalverteilung und der Logitverteilung aufzuzeigen. Zur Auswertung von Dauerfestigkeitsversuchen auf mehreren Lasthorizonten wird die Maximum-Likelihood-Methode angewendet und die Möglichkeit zur Berücksichtigung von Vorkenntnissen mittels der Bayes-Methode verdeutlicht. Anhand des Treppenstufenverfahrens wird diese Vorgehensweise gezielt untersucht. Die Anwendung der Monte Carlo Simulation ermöglicht es Treppenstufenfolgen zu simulieren und unter Berücksichtigung von Vorkenntnissen über den Mittelwert und die Standardabweichung der Dauerfestigkeitsverteilung mittels der Bayes-Statistik auszuwerten. Hierbei zeigt sich, dass die Anzahl der notwendigen Treppenstufenversuche reduziert werden kann. Jedoch gilt die Einschränkung, dass falsche Vorkenntnisse, insbesondere über die Standardabweichung, beim Treppenstufenverfahren kaum mehr korrigiert werden.

Für die Phase der Gesamtgetriebe- und Baugruppenerprobung erfolgt die Einbindung der Vorkenntnisse aus den Ergebnissen der Komponentenerprobung ebenfalls mittels der Bayes-Statistik. Hierzu werden die Möglichkeiten der Einbindung des Vorwissens als a-priori Rechteckverteilung oder Betaverteilung unter Berücksichtigung eines Transformationsfaktors, der die Einbindung von Komponentenvorwissen in Systemtests reduziert, untersucht. Am Beispiel eines Seriensystems wird der Einfluss von Komponentenvorwissen auf die Reduktion des notwendigen Prüfaufwands an Gesamtgetrieben dargestellt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Einbindung von Vorwissen beim Zuverlässigkeitstest von Gesamtgetriebesystemen eine erkennbare Reduktion des notwendigen Erprobungsumfangs ermöglicht.

Die systematische Analyse von Betriebsdaten wird mittels eines Regelkreises verdeutlicht. Dieser beschreibt die Verwendung von Betriebsdaten, insbesondere von Lastkollektiven mechanischer Komponenten, zum Abgleich der Lastannahmen aus der Simulation und zur Definition von Erprobungskollektiven. Darüber hinaus verdeutlicht die Vorgehensweise zur Auswertung von Betriebsdaten einer Getriebeflotte die Bewertung von Lastkollektiven mit Hilfe der Streuung der Schadenssummen oder des Formparameters der Kollektive. Zur Nutzung der Betriebsdaten während der Betriebsphase der Getriebe werden vier Methoden zur Online-Zuverlässigkeitsberechnung und Lebensdauerprognose mechanischer Antriebsstrangkomponenten aufgezeigt. Diese ermöglichen die Berechnung der Zuverlässigkeit der Antriebsstrangkomponenten unter Berücksichtigung der Streuung der Auslegungs- und Berechnungsparameter. Aus der Prognose des Schädigungsverlaufs durch Zeitreihenmodelle kann schließlich die Prognose der Zuverlässigkeit für den weiteren Betrieb der Getriebekomponenten erfolgen.

Weitergehende Untersuchungen sollten die Bestimmung des Systemtransformationsfaktors zur Übertragung von Komponentenvorwissen bei der Systemtestplanung betreffen. Es sollten Ansätze entwickelt werden, welche den Systemtransformationsfaktor mittels quantitativen Methoden ableiten. Zudem sind weitere systematische Ansätze zur statistischen Analyse von Betriebsdaten hinsichtlich unterschiedlicher Einsatzbedingungen und dem entsprechenden Ausfallverhalten der Getriebe im Feld zu untersuchen. Hieraus könnte ein weiterer enormer Informationsgewinn über den Zusammenhang zwischen Betriebsdaten und dem Ausfallverhalten im Feld abgeleitet werden.

Literatur

[1] Bertsche B., Lechner G.: Zuverlässigkeit im Fahrzeug- und Maschinenbau. Ermittlung von Bauteil und Systemzuverlässigkeit. 3.Auflage, Springer 2005.

[2] Brunner, F. J.; Wagner, K. W.: Taschenbuch Qualitäts-Management-Leitfaden für Ingenieure und Techniker. Carl Hanser Verlag, 1999.

[3] Verband der Deutschen Automobilindustrie: Qualitätsmanagement in der Automobilindustrie, Zuverlässigkeitssicherung bei Automobilherstellern und Lieferanten, Teil 1-3, 3. Auflage, 2000.

[4] Verein Deutscher Ingenieure (1986) VDI 4001 Blatt 2 Grundbegriffe zum VDI Handbuch Technische Zuverlässigkeit VDI, Düsseldorf.

[5] Ebeling, C. E.: An Introduction to Reliability and Maintainability Engineering. New York: McGraw-Hill, 1997.

[6] Meeker, W. O.; Escobar, L. A.: Statistical Methods for Reliability Data. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1998.

[7] Kececioglu, D.; Sun, F.-B.: Environmental Stress Screening. Its Quantification, Optimization, and Management. New Jersey: Prentice Hall PTR, 1995.

[8] Sobol, I. M.: Die Monte-Carlo-Methode. Deutsch Taschenbücher, Band 41; Frankfurt am Main: Verlag Harri Deutsch, 1985.

[9] Kapur, K. C.; Lamberson, L. R.: Reliability in Engineering Design. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1977.

[10] Schnegas, H.: Kosten- und zuverlässigkeitsbasierte Auslegungsmodelle maschinenbaulicher Produkte. Diss., Aachen: Shaker Verlag, 2002.

[11] Brunner, F. J.: Wirtschaftlichkeit industrieller Zuverlässigkeitssicherung. Braunschweig/Wiesbaden: Friedr. Vieweg & Sohn Verlagsgesellschaft mbH, 1992.

[12] Gnilke, W.: Lebensdauerberechnung der Maschinenelemente. München: Carl Hanser Verlag, 1980.

[13] Haibach E.: Betriebsfestigkeit, Verfahren und Daten zur Bauteilberechnung. 2. Auflage, Springer-Verlag, 2002.

[14] Radaj D.: Ermüdungsfestigkeit, Grundlagen für Leitbau, Maschinen- und Stahlbau. 2. Auflage. Springer Verlag. 2003.

[15] Buxbaum O.: Betriebsfestigkeit, Sichere und wirtschaftliche Bemessung schwingbruchgefährdeter Bauteile. Verlag Stahleisen, Düsseldorf, 1986.

[16] Meyna A., Pauli B.: Taschenbuch der Zuverlässigkeits- und Sicherheitstechnik, Quantitative Bewertungsverfahren, Hanser Verlag, 2003.

[17] Stange K.: Bayes-Verfahren, Schätz- und Testverfahren bei Berücksichtigung von Vorinformationen, Springer Verlag, 1977.

[18] Weber H.: Einführung in die Wahrscheinlichkeitsrechnung und Statistik für Ingenieure, B.G. Teubner Stuttgart, 1992.

[19] Birolini A..: Qualität und Zuverlässigkeit technischer Systeme, Theorie, Praxis, Management, Springer-Verlag, 3. Auflage,1992.

[20] Krolo A.: Zuverlässigkeitstestplanung unter weitreichender Berücksichtigung von Vorkenntnissen, Dissertation ,Universität Stuttgart, 2004.

[21] Forschungskuratorium Maschinenbau (FKM): Rechnerischer Festigkeitsnachweis für Maschinenbauteile, 5. Auflage, VDMA-Verlag, 2003.

[22] Nelson, W.: Accelerated Testing- Statistical Models, Test Plans, and Data Analyses. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1990.

[23] Kolarik, W. J.: Quality - Concepts, Systems, Strategies, and Tools. McGraw-Hill, 1995.

[24] Kececioglu D.: Life Testing Handbook, Prentice Hall, 1994.

[25] Plotkin C. W., Moon K, S.: Reliability Testing for Customer Statisfaction Attributes. Annual Reliability and Maintainability Symposium, 20054

[26] Kirchhoffer J., de Loth W., Wirtz H.-P.: Die Zuverlässigkeit als entscheidender Faktor für die Akzeptanz des neuen CVT-Getriebes im Ford C-Max. VDI Tagung Getriebe in Fahrzeugen, 2004.

[27] Sondermann J.P., List.R.: Methodenbaustein für eine qualitätsorientierte Prozeßplanung. Qualitätstechnik 34, Carl-Hanser-Verlag, Heft 12, S. 656-662, 1989.

[28] Johanssen J. Schmitt L.: Rechnergestützte statistische Versuchsmethodik in der Antriebsentwicklung von BMW, VDI Berichte Nr. 1189, S. 209-224, 1995.

[29] Rzepka B., Schröpel H., Bertsche B.: Studie zur Anwendung von Zuverlässigkeitsmethoden in der Industrie, VDI Bericht 1713, 2002.

[30] Hsieh I.H., Lee R.E., Torma B.L.: Combining Reliability Tools and Simultaneous Engineering. Automotive Engineering International, pp. 66-68, August, 1998.

[31] Mohanty G. P., Salzman H.R., Yin H., Ciemniecki S.L.: Life Tests for Automotive Systems. Automotive Engineering International, pp.141-144, February, 1998.

[32] Allen A. T. (1985) Die Straße der Zuverlässigkeit: eine Übersicht zur Zuverlässigkeitstechnik im Zusammenhang mit Kraftfahrzeugen - The road of reliability - An outline of reliability engineering in the context of motor vehicles, 1984. Joint Research Comitte, Zuverlässigkeitsgruppe.

[33] Schmitt, L.: Qualitätsmethoden in der Automatikgetriebeentwicklung, Teil 1. Automobil-Industrie 4/5-91, S. 337-343, 1991.

[34] Schmitt, L.: Qualitätsmethoden in der Automatikgetriebeentwicklung, Teil 2. Automobil-Industrie 6/91, S. 487-490, 1991.

[35] Denkmayr, K.; Hick, H.; Sauerwein, U.: Die Load-Matrix – Der Schlüssel zum "intelligenten" Dauerlauf. MTZ 11/2003.Vol. 64, S. 924-930, 2003.

[36] Brunner, F. J.: Angewandte Zuverlässigkeitstechnik bei der Fahrzeugentwicklung-Teil 1. ATZ Automobiltechnische Zeitschrift 89 6, S. 291-296, 1987.

[37] Brunner, F. J.: Angewandte Zuverlässigkeitstechnik bei der Fahrzeugentwicklung-Teil 2. ATZ Automobiltechnische Zeitschrift 89, 7/8, S. 399-404, 1987.

[38] Brunner, F. J.: Produktzuverlässigkeit als Unternehmensstrategie. QZ 32 Heft 4, S. 181-182, 1987.

[39] Kronberger, M. H.: Die Sicherung der Zuverlässigkeit einer neuen Nutzfahrzeugbaureihe vor und nach Serienbeginn. VDI-Berichte Nr. 367, S. 205-212, 1980.

[40] Lu M.W., Rudy R.J.: Reliability Test Target Development. Proccedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, S. 77-81, 2000.

[41] Caruso, H.: Environmental Stress Screening: an Integration of Disciplines. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, S. 479–486, 1989.

[42] Caruso, H.: An Overview of Environmental Reliability Testing. IEEE, Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 102-109, 1996.

[43] Pachucki, D. E.: Environmental Stress Screening Experiment Using the Taguchi Method. IEEE, pp. 1028-1036, 1994.

[44] Chan, H. A.: A Formulation of Environmental Stress Testing & Screening. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 99-104, 1994.

[45] Mettas, A.: Modeling & Analysis for Multiple Stress-Type Accelerated Life Data. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 138-143, 2000.

[46] Klyatis, L. M.: Step-By-Step Accelerated Testing. IEEE Proccedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 57-61, 1999.

[47] Fritz, A.; Körner, T.; Bertsche, B.: Frühzeitige Zuverlässigkeitsaussagen aus Kundendienstdaten am Beispiel eines Nutzfahrzeug-Automatgetriebes. Getriebe in Fahrzeugen '98. Tagung Friedrichshafen, VDI Verlag, 1998.

[48] Ronniger, C. U.: Zuverlässigkeitsanalyse mit Weibull in Entwicklung und Serie. ATZ Automobiltechnische Zeitschrift 101(1999)11, S. 942-949, 1999.

[49] Pauli, B.: Eine neue Methode zur Bestimmung der kilometerabhängigen Lebensdauerverteilung von Kfz-Komponenten. ATZ Automobiltechnische Zeitschrift 101 4, S.256 – 261, 1999.

[50] N.N.: Voith Handbuch DIWA 864.4E, 863.3E, 854.3E. Voith Turbo. Heidenheim.

[51] Maisch M., Depping H., Bertsche B.: Zuverlässigkeitstestplanung durch Zeitraffung am Beispiel einer Planentenradstufe eines Nutzfahrzeuggetriebes, VDI Bericht 1713, 2002.

[52] Kücükay F.: Rechnergestützte Getriebedimensionierung mit repräsentativen Lastkollektiven. ATZ Automobiltechnische Zeitschrift, 92, S. 328-333, 1990.

[53] Müller-Klose J.-P., Janßen A., Kücükay F.: Simulation repräsentativer Lastkollektive für Fahrwerkskomponenten. VDI Bericht Nr. 1701, S. 679-700, 2002.

[54] Kücükay F., Müller J.P.: Statistische Fahrsimulation für Handschaltgetriebe. VDI Bericht 1610, S. 117-136, 2001.

[55] Maisch M., Bertsche B.: Consideration of a Field Stress Distribution for the Reliability Test of Transmission Components, Proceedings ESREL, 2004.

[56] Kley M.: Einflüsse auf die Lebensdauer von Bus-Automatgetriebegehäusen. Dissertation, Universität Stuttgart, 2004.

[57] Greiner J., Dörr. C., Klos W. Schwämmle T.: Lastkollektive 7-Gang Automatikgetriebe W7A700, durchgängige Bewertung und Betrachtung im Entwicklungsprozess bei Mercedes-Benz. VDI Tagung Getriebe in Fahrzeugen, VDI-Berichte 1827,2004.

[58] Dlugosch A., Kücükay F.: Effiziente Getriebeerprobung mit repräsentativen Lastkollektiven. VDI Tagung Getriebe in Fahrzeugen, VDI 1827, 2004.

[59] Drees S., Meyer K.: Entwicklung einer sicheren Auslegungsmethode für zukünftige PKW-Stufenautomaten durch Abgleich von LK-Simulation mit LK- Messung. VDI Tagung Getriebe in Fahrzeugen, VDI 1827, 2004.

[60] Kücükay F.: Die Kunst der repräsentativen Erprobung. Vortragsband Tagung Antriebstechnik/Zahnradgetriebe, S. 589-607, 2000.

[61] Güthe, H.-P.; Petersen, J.; Vogler, J.; Zenner, H.: Bewertung der Beanspruchungsstreuung aus gemessenen Kollektiven. ATZ Automobiltechnische Zeitschrift 89 12, S. 697-684, 1987.

[62] Kücükay, F.; Pfau, W.: Extrembelastungen in Personenwagen-Antriebssträngen. ATZ Automobiltechnische Zeitschrift 91, S. 39-396, 1989.

[63] Brügel, E.: Praxisnahe Prüfstandserprobung von Getriebekomponenten. Tribologie + Schmierungstechnik, 35. Jahrgang, 2/1988, S.69-74, 1988.

[64] Martz H.F., Waller R.A: Bayesian Reliability Analysis, John Wiley&Sons, 1982.

[65] Allmen, C. R.; Lu, M.-W.: Sample Size for Failure Detection and Reliability Demonstration. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 386-394, 1993.

[66] Lu, M.-W.; Rudy, R. J.: Laboratory Reliability Demonstration Test Considerations. IEEE Transactions on Reliability, Vol. 50, No.1, pp. 12-16, March 2001.

[67] Kleyner, A.; Sandborn, P.; Boyle, J.: Minimization of Life Cycle Costs Through Optimization of the Validation Program – A Test Sample Size and Warranty Cost Approach. IEEE, 2004.

[68] Krolo, A.; Rzepka, B.; Bertsche, B.: The Use of the Bayes Theorem to Accelerated Life Tests. ESREL 2002, pp. 611-615, 2002.

[69] Krolo. A.; Bertsche, B.: An Approach for the Advanced Planning of a Reliability Demonstration Test based on a Bayes Procedure. Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 288-294, 2003.

[70] Beyer, R.; Lauster, E.: Statistische Lebensdauerprüfpläne bei Berücksichtigung von Vorkenntnissen. Qualitätstechnik, Carl Hanser Verlag, München, S. 93-98, 1990.

[71] Wang, C. J.: Sample Size Determination of Bogey Tests Without Failures. Quality and Reliability Engineering International, Vol. 7, pp. 33-46, 1991.

[72] Allmen, C. R.; Lu, M.-W.: A Reduced Sampling Approach for Reliability Verification. Quality and Reliability Engineering International, Vol.10, pp. 71-77, 1994.

[73] Krolo, A.; Fritz, A.; Bertsche, B.: Correlation Between the Failure Behavior of Automotive Components Under Taxi & Field Operating Conditions, Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 314-321, 2001.

[74] Klyatis, L. M.: Establishment of Accelerated Corrosion Testing Conditions. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 636-641, 2002.

[75] Tebbi, O.; Guérin, F.; Dumon, B.: Comparative Study of Accelerated Testing Models, Applications in Mechanics. IEEE, pp. 2099 – 2104, 2001.

[76] Caruso, H.; Dasgupta, A.: A Fundamental Overview of Accelerated-Testing Analytic Models. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 389-393, 1998.

[77] Prasse, M: Zuverlässigkeitstestplanung unter weitreichender Berücksichtigung von Kostenaspekten und der Feldzuverlässigkeit, unveröffentlichte Studienarbeit, Institut für Maschinenelemente, Universität Stuttgart, 2006.

[78] Levy, L. L.; Moore, A.H.: A Monte Carlo Technique for Obtaining System Reliability Confidence Limits from Component Test Data. IEEE Transactions on Reliability, Vol. R-16, No. 2, pp. 69-72, September 1967.

[79] Tran, T. H.; Murdock, Jr., W. P.; Pohl, E. A.: Bayesian Analysis for System Reliability Inferences. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 151-157, 1999.

[80] Hsieh, P. I.; Ling, J.: A Framework of Integrated Reliability Demonstration in system Development. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 258-264, 1999.

[81] Gedam, S. G.; Beaudet, S. T.: Monte Carlo Simulation using Excel® Spreadsheet for Predicting Reliability of a Complex System. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, pp. 188-193, 2000.

[82] Martz, H. F.; Waller, R. A.: Bayesian Reliability Analysis of Complex Series/Parallel Systems of Binomial Subsystems and Components. Technometrics, Vol. 32, No. 4, pp. 407-416, November 1990.

[83] Rice, R. E.; Moore, A. H.: A Monte-Carlo Technique for Estimating Lower Confidence Limits on System Reliability Using Pass-Fail Data. IEEE Transactions on Reliability, Vol. R-32, No. 4, pp. 366 – 369, October 1983.

[84] Winterbottom, A.; Verrall, J. L.: Confidence Limits for System Reliability: A Sequential Method. IEEE Transactions on Reliability, Vol. R-20, No. 4, pp. 204-211, November 1971.

[85] Willits, C. J.; Dietz, D. C.; Moore, A. H.: Series-System Reliability-Estimation Using Very Small Binomial Samples. IEEE Transactions on Reliability, Vol. 46, No. 2, pp. 296-302, June 1997.

[86] Martz, H. F.; Duran, B. S.: A Comparison of Three Methods for Calculating Lower Confidence Limits on System Reliability Using Binomial Component Data. IEEE Transactions on Reliability, Vol. R-34, No. 2, pp. 113-120, June 1985.

[87] Chao, A.; Huwang, L-C: A Modified Monte Carlo Technique for Confidence Limits of System Reliability Using Pass-Fail Data. IEEE Transactions on Reliability, Vol. R-36, No. 1, pp. 109-112, April 1987.

[88] Moore, A. H.; Harter, H. L.; Snead, R. C.: Comparison of Monte Carlo Techniques for Obtaining System-Reliability Confidence Limits. IEEE Transactions of Reliability, Vol. R-29, No. 4, pp. 327-332, October 1980.

[89] Thompson, W. E.; Haynes, R. D.: On the Reliability, Availability and Bayes Confidence Intervals for Multicomponent Systems, Naval Research Logistics Quarterly, Vol.27, pp534-358.

[90] Ten, L. M.; Xie, M.: Bayes Reliability Demonstration Test Plan for Series-System with Binomial Subsystems Data. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, S. 241 – 246, 1998.

[91] Martz, H. F.; Waller, R. A.; Fickas, E. T.: Bayesian Reliability Analysis of Series Systems of Binomial Subsystems and Components. Technometrics, Vol. 30, No. 2, S. 143-154, May 1988.

[92] Tian, X.: Comprehensive Review of Estimating System-Reliability Confidence-Limits from Component-Test Data. IEEE Proceedings Annual Reliability and Maintainability Symposium, S. 56 – 60, 2002.

[93] M. Maisch, B. Bertsche: Zuverlässigkeitstestplanung für Systeme unter Verwendung von Komponentenvorwissen. VDI Berichte 1884, 22. Tagung Technische Zuverlässigkeit, S.147-162, Stuttgart, 2005.

[94] Dittrich A.: Innovative Testplanungs- und Analysesystematik der Zuverlässigkeit für serielle technische Systeme unter Einbeziehung von Komponententests. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Institut für Maschinenelemente, Universität Stuttgart, 2004.

[95] Hitziger T.: Übertragbarkeit von Vorkenntnissen bei der Zuverlässigkeitstestplanung, Dissertation, Universität Stuttgart, 2007.

[96] Mann N.R.: Approximately Optimum Confidence Bounds on Series- and Parallelsystem Reliability for System with Binomial Subsystem Data. IEEE Transactions on Reliability, Vol. R-23, No.5, pp.295-304, 1974.

[97] Deubelbeiss, E.: Dauerfestigkeitsversuche mit einem modifizierten Treppenstufenverfahren. Materialprüf. 16 (1974) Nr. 8, S. 240-244,August 1974.

[98] Guerin, F.; Dumon, B.: Reduction of the number of tests by coupling together the sequential and the bayesian method. IEEE, pp. 954-958, 1999.

[99] Dengel, D.: Einige grundlegende Gesichtspunkte für die Planung und Auswertung von Dauerschwingversuchen. Materialprüf. Bd. 13 Nr. 5, S. 145-151, Mai 1971.

[100] Maennig, W.-W.: Vergleichende Untersuchung über die Eignung der Treppenstufen-Methode zur Berechnung der Dauerschwingfestigkeit. Materialprüf. 13 Nr. 1, S. 6-11, Januar 1971.

[101] Little, R. E.: The Up-and-Down Method for Small Samples with Extreme Value Response Distributions. Journal of the American Statistical Association, Vol. 69, No. 347, pp. 803-806, September 1974.

[102] Svensson, T.; Wadman, B.; de Maré, J.: Determination of the fatigue limit methods and problems. Gothenburg,: ITM Report 2000:2, Swedish Insitute of Applied Mathematics, 2000.

[103] Zimmermann, H.: Ein alternatives Auswerteverfahren zur Bestimmung des Dauerfestigkeitsbereiches. Unveröffentlichte Studienarbeit, Institut für Maschinenelemente, Universität Stuttgart, 2004.

[104] Forschungsvereinigung Antriebstechnik e.V.: Lebensdauerstatistik- Statistische Methoden zur Beurteilung von Bauteillebensdauer und Zuverlässigkeit und ihre beispielhafte Anwendung auf Zahnräder. Forschungsvorhaben Nr. 304/I, 1999.

[105] Forschungsvereinigung Antriebstechnik e.V.: Lebensdauerstatistik- Statistische Methoden zur Beurteilung von Bauteillebensdauer und Zuverlässigkeit und ihre beispielhafte Anwendung auf Zahnräder. Forschungsvorhaben Nr. 304/II, 1999.

[106] Liu J.: Dauerfestigkeitsberechnung metallischer Bauteile. Habilitationsschrift, Technische Universität Clausthal Verlag Papierflieger, 2001.

[107] Adenstedt R.: Streuung der Schwingfestigkeit, Dissertation, Technische Universität Clausthal, 2001.

[108] Maisch M., Wacker M., Bertsche B.: Analysis of the Staircase Method Considering the Bayes Theorem. Proc. Annual Reliability and Maintainability Symposium, Washington, 2005.

[109] Koch K.R.: Einführung in die Bayes Statistik. Berlin, Springer-Verlag, 2000.

[110] Kleiter G. D.: Bayes-Statistik, Grundlagen und Anwendung. Berlin, Walter de Gruyter, New York, 1981.

[111] Maisch M., Bertsche B., Hettich R.: An Approach for Online Reliability Evaluation and Prediction of Mechanical Transmission Components. International Journal of Computation and Automatisation. 2006.

[112] Maisch M., Bertsche B.: Nutzung von Betriebsdaten zur Online-Zuverlässigkeitsberechnung am Beispiel Nutzfahrzeuggetriebe. 1.Tagung DVM-Arbeitskreis Zuverlässigkeit mechatronischer und adaptronischer Systeme, DVM-Bericht 901, 2006.

[113] Maisch M., Bertsche B., Hettich R.: An Approach for Online Reliability Evaluation and Prediction of Mechanical Transmission Components. Proceedings European Safety and Reliability Conference, pp.1325-1333, Gdansk, 2005.

[114] Knepper R.: Sicherheits- und Zuverlässigkeitsanalyse eines mechanisch-hydraulischen Standby-Systems am Beispiel der A 321 Stauluftturbine, VDI-Berichte 1239, VDI Verlag, 1995.

[115] Mackel, J.; Fieweger, M.; Asch, A.: Maintenance and Quality Related Monitoring of Rolling Mill Main Drives. SARUC 2002, Vanderbijlpark, South-Africa, 2002.

[116] Robinson, J.; Whelan, C. D.; Haggerty, N. K.: Trends in Advanced Motor Protection & Monitoring. IEEE, pp. 111-118, 2001.

[117] Burgwinkel, P.; Rensmann, F.: Fahrzeugüberwachung und Fuhrparkmanagement von europaweit eingesetzten Schienenfahrzeugen. AKIDA 2002, S. 417-432, 2002.

[118] O'Connor, P. D. T.: Zuverlässigkeitstechnik, Grundlagen und Anwendung, VCH Verlagsgesellschaft, 1. Auflage, 1990.

[119] Assakkaf, I. A.; Ayyub, B. M.; Kihl D. P.; Siev, M. W.: Reliability-Based Design Guidelines for Fatigue of Ship Structures, Naval Engineers Journal 114, 2002.

[120] Assakaf, I. A.; Ayyub, B. M.: Reliability Based Design for Fatigue of Marine Structures, Third International Workshop on Very Large Floating Structures (VLFS '99), September 1999, Honolulu .

[121] Ayyub, B. M,; MacCuen R.H.: Probability, statistics and reliability for engineers. Boca Raton, Fla. CRC Press, 1997.

[122] Beitz, W. ; Grote K.-H.: Dubbel Taschenbuch für den Maschinenbau. Springer Verlag, Berlin, 19. Auflage, 1997.

[123] Box, G. E. P.; Jenkins, G. M.: Time series analysis, forecasting and control, Holden-Day, San Francisco, 2. Auflage, 1976.

[124] Ayyub, B. M.; McCuen, R. H.: Numerical Methods for Engineers. New Jersey: Prentice Hall PTR, 1996.

[125] Hettich R.: Konzeption eines Modells zur firmenspezifischen Nutzung von Betriebsdaten sowie zur Online Zuverlässigkeitsanalyse am Beispiel eines Nutzfahrzeuggetriebes. Unveröffentlichte Diplomarbeit, Institut für Maschinenelemente, Universität Stuttgart, 2004.

[126] Guintini, R. E.; Pooley, J. C.: Life Extension Module for Machinery Diagnostic Systems. IEEE, pp. 2464-2466, 2000.

[127] Lu, H.; Kolarik, W. J.; Lu, S. S.: Real-Time Performance Reliability Prediction. IEEE Transactions on Reliability, Vol. 50, No. 4, pp. 353-357, December 2001.

[128] Wittor, R. G.; Hoppe, H; Mackel, J.: Fernüberwachung von Gutbettwalzenmühlen. N.N.

[129] Chinnam, R. B.: On-line Reliability Estimation for Individual Components using Statistical Degradation Signal Models. Quality and Reliability Engineering International 18, pp. 53-73, 2002.

[130] Zhu, X.; Wang, Q.; Ursenbach, A.; Rao, M.; Zuo, M. J.: Intelligent Maintenance Support System for Syncrude Mining Trucks. IEEE, S. 1217-1220, 1993.

[131] Sonsinio C.: „Dauerfestigkeit"-Eine Fiktion, Konstruktion 57, Nr.42, S.87-92, 2005.

[132] N.N.: Rechnerischer Festigkeitsnachweis Aluminium, Rechnerischer Festigkeitsnachweis für Bauteile aus Aluminiumwerkstoff, VDMA, 1.Auflage, Heft 241, 1999.

[133] Bertsche B.: Zur Berechnung der Systemzuverlässigkeit von Maschinenbauprodukten, Disssertation Universität Stuttgart, 1989.

[134] Steinbeistransferzentrum-Ulm, Neue Technologien in der Verkehrstechnik: Fahrsimulationsprogramm WinEVA und Lebensdauerberechnungsprogramm WinLife, 2003.

Lebenslauf

Matthias Maisch,
geboren am 9. August 1976 in Kirchheim unter Teck

Schulbildung

1983 – 1985	Alleen-Grundschule Kirchheim/Teck
1985 – 1987	Freihof-Grundschule Kirchheim/Teck
1987 – 1996	Schloss-Gymnasium Kirchheim/Teck

Studium

10/1996 – 01/2002	Universität Stuttgart, Studiengang Maschinenwesen	
	Hauptfächer:	- Konstruktionstechnik - Fabrikbetrieb
	Abschluss:	Dipl.-Ing.

Beruflicher Werdegang

03/2002 – 08/2003	Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Maschinenelemente, Universität Stuttgart
09/2003 – 08/2005	Versuchsingenieur/Doktorand in der Versuchsabteilung im Bereich NKW-Getriebeentwicklung der Firma Voith Turbo, Heidenheim
09/2005 – 03/2007	Versuchsingenieur in der Versuchsabteilung im Bereich NKW-Getriebeentwicklung der Firma Voith Turbo, Heidenheim
seit 04/2007	Gruppenleiter für den Bereich Technische Zuverlässigkeit, Betriebsfestigkeit und Grundlagen in der Versuchsabteilung im Bereich NKW-Getriebeentwicklung der Firma Voith Turbo, Heidenheim

Liste der bisher erschienenen Berichte aus dem IMA:

Nr.	Verfasser	Titel
1	H.K. Müller	Beitrag zur Berechnung und Konstruktion von Hochdruckdichtungen an schnellaufenden Wellen
2	W. Passera	Konzentrisch laufende Gewinde-Wellen-Dichtung im laminaren Bereich
	K. Karow	Konzentrische Doppelgewindewellendichtung im laminaren Bereich
3	F.E. Breit	Die Kreiszylinderschalendichtung: Eine Axialspaltdichtung mit druckabhängiger Spaltweite
	W. Sommer	Dichtungen an Mehrphasensystemen: Berührungsfreie Wellendichtungen mit hochviskosen Sperrflüssigkeiten
4	K. Heitel	Beitrag zur Berechnung und Konstruktion konzentrisch und exzentrisch betriebener Gewindewellendichtungen im laminaren Bereich
5	K.-H. Hirschmann	Beitrag zur Berechnung der Geometrie von Evolventenverzahnungen
6	H. Däuble	Durchfluß und Druckverlauf im radial durchströmten Dichtspalt bei pulsierendem Druck
7	J. Rybak	Einheitliche Berechnung von Schneidrädern für Außen- und Innenverzahnungen. Beitrag zu Eingriffsstörungen beim Hohlrad-Verzahnen mittels Schneidräder
8	D. Franz	Rechnergestütztes Entwerfen von Varianten auf der Grundlage gesammelter Erfahrungswerte
9	E. Lauster	Untersuchungen und Berechnungen zum Wärmehaushalt mechanischer Schaltgetriebe
10		Festschrift zum 70. Geburtstag von Prof. Dr.-Ing. K. Talke
11	G. Ott	Untersuchungen zum dynamischen Leckage- und Reibverhalten von Radialwellendichtringen
12	E. Fuchs	Untersuchung des elastohydrodynamischen Verhaltens von berührungsfreien Hochdruckdichtungen
13	G. Sedlak	Rechnerunterstütztes Aufnehmen und Auswerten spannungsoptischer Bilder
14	W. Wolf	Programmsystem zur Analyse und Optimierung von Fahrzeuggetrieben
15	H. v. Eiff	Einfluß der Verzahnungsgeometrie auf die Zahnfußbeanspruchung innen- und außenverzahnter Geradstirnräder
16	N. Messner	Untersuchung von Hydraulikstangendichtungen aus Polytetrafluoräthylen
17	V. Schade	Entwicklung eines Verfahrens zur Einflanken-Wälzprüfung und einer rechnergestützten Auswertemethode für Stirnräder
18	A. Gührer	Beitrag zur Optimierung von Antriebssträngen bei Fahrzeugen
19	R. Nill	Das Schwingungsverhalten loser Bauteile in Fahrzeuggetrieben
20	M. Kammüller	Zum Abdichtverhalten von Radial-Wellendichtringen
21	H. Truong	Strukturorientiertes Modellieren, Optimieren und Identifizieren von Mehrkörpersystemen
22	H. Liu	Rechnergestützte Bilderfassung, -verarbeitung und -auswertung in der Spannungsoptik
23	W. Haas	Berührungsfreie Wellendichtungen für flüssigkeitsbespritzte Dichtstellen
24	M. Plank	Das Betriebsverhalten von Wälzlagern im Drehzahlbereich bis 100.000/min bei Kleinstmengenschmierung
25	A. Wolf	Untersuchungen zum Abdichtverhalten von druckbelastbaren Elastomer- und PTFE-Wellendichtungen
26	P. Waidner	Vorgänge im Dichtspalt wasserabdichtender Gleitringdichtungen
27	Hirschmann u.a.	Veröffentlichungen aus Anlaß des 75. Geburtstags von Prof. Dr.-Ing. Kurt Talke
28	B. Bertsche	Zur Berechnung der Systemzuverlässigkeit von Maschinenbau-Produkten
29	G. Lechner; K.-H.Hirschmann; B. Bertsche	Forschungsarbeiten zur Zuverlässigkeit im Maschinenbau
30	H.-J. Prokop	Zum Abdicht- und Reibungsverhalten von Hydraulikstangendichtungen aus Polytetrafluoräthylen
31	K. Kleinbach	Qualitätsbeurteilung von Kegelradsätzen durch integrierte Prüfung von Tragbild, Einflankenwälzabweichung und Spielverlauf
32	E. Zürn	Beitrag zur Erhöhung der Meßgenauigkeit und -geschwindigkeit eines Mehrkoordinatentasters
33	F. Jauch	Optimierung des Antriebsstranges von Kraftfahrzeugen durch Fahrsimulation
34	J. Grabscheid	Entwicklung einer Kegelrad-Laufprüfmaschine mit thermografischer Tragbilderfassung
35	A. Hölderlin	Verknüpfung von rechnerunterstützter Konstruktion und Koordinatenmeßtechnik
36	J. Kurfess	Abdichten von Flüssigkeiten mit Magnetflüssigkeitsdichtungen
37	G. Borenius	Zur rechnerischen Schädigungsakkumulation in der Erprobung von Kraftfahrzeugteilen bei stochastischer Belastung mit variabler Mittellast
38	E. Fritz	Abdichtung von Maschinenspindeln
39	E. Fritz; W. Haas; H.K. Müller	Berührungsfreie Spindelabdichtungen im Werkzeugmaschinenbau. Konstruktionskatalog

Nr.	Verfasser	Titel
40	B. Jenisch	Abdichten mit Radial-Wellendichtringen aus Elastomer und Polytetrafluorethylen
41	G. Weidner	Klappern und Rasseln von Fahrzeuggetrieben
42	A. Herzog	Erweiterung des Datenmodells eines 2D CAD-Systems zur Programmierung von Mehrkoordinatenmeßgeräten
43	T. Roser	Wissensbasiertes Konstruieren am Beispiel von Getrieben
44	P. Wäschle	Entlastete Wellendichtringe
45	Z. Wu	Vergleich und Entwicklung von Methoden zur Zuverlässigkeitsanalyse von Systemen
46	W. Richter	Nichtwiederholbarer Schlag von Wälzlagereinheiten für Festplattenlaufwerke
47	R. Durst	Rechnerunterstützte Nutprofilentwicklung und clusteranalytische Methoden zur Optimierung von Gewindewerkzeugen
48	G.S. Müller	Das Abdichtverhalten von Gleitringdichtungen aus Siliziumkarbid
49	W.-E. Krieg	Untersuchungen an Gehäuseabdichtungen von hochbelasteten Getrieben
50	J. Grill	Zur Krümmungstheorie von Hüllflächen und ihrer Anwendung bei Werkzeugen und Verzahnungen
51	M. Jäckle	Entlüftung von Getrieben
52	M. Köchling	Beitrag zur Auslegung von geradverzahnten Stirnrädern mit beliebiger Flankenform
53	M. Hildebrandt	Schadensfrüherkennung an Wälzkontakten mit Körperschall-Referenzsignalen
54	H. Kaiser	Konstruieren im Verbund von Expertensystem, CAD-System, Datenbank und Wiederholteilsuchsystem
55	N. Stanger	Berührungsfrei abdichten bei kleinem Bauraum
56	R. Lenk	Zuverlässigkeitsanalyse von komplexen Systemen am Beispiel PKW-Automatikgetriebe
57	H. Naunheimer	Beitrag zur Entwicklung von Stufenlosgetrieben mittels Fahrsimulation
58	G. Neumann	Thermografische Tragbilderfassung an rotierenden Zahnrädern
59	G. Wüstenhagen	Beitrag zur Optimierung des Entlasteten Wellendichtrings
60	P. Brodbeck	Experimentelle und theoretische Untersuchungen zur Bauteilzuverlässigkeit und zur Systemberechnung nach dem Booleschen Modell
61	Ch. Hoffmann	Untersuchungen an PTFE-Wellendichtungen
62	V. Hettich	Identifikation und Modellierung des Materialverhaltens dynamisch beanspruchter Flächendichtungen
63	K. Riedl	Pulsationsoptimierte Außenzahnradpumpen mit ungleichförmig übersetzenden Radpaaren
64	D. Schwuchow	Sonderverzahnungen für Zahnradpumpen mit minimaler Volumenstrompulsation
65	T. Spörl	Modulares Fahrsimulationsprogramm für beliebig aufgebaute Fahrzeugtriebstränge und Anwendung auf Hybridantriebe
66	K. Zhao	Entwicklung eines räumlichen Toleranzmodells zur Optimierung der Produktqualität
67	K. Heusel	Qualitätssteigerung von Planetengetrieben durch Selektive Montage
68	T. Wagner	Entwicklung eines Qualitätsinformationssystems für die Konstruktion
69	H. Zelßmann	Optimierung des Betriebsverhaltens von Getriebeentlüftungen
70	E. Bock	Schwimmende Wellendichtringe
71	S. Ring	Anwendung der Verzahnungstheorie auf die Modellierung und Simulation des Werkzeugschleifens
72	M. Klöpfer	Dynamisch beanspruchte Dichtverbindungen von Getriebegehäusen
73	C.-H. Lang	Losteilgeräusche von Fahrzeuggetrieben
74	W. Haas	Berührungsfreies Abdichten im Maschinenbau unter besonderer Berücksichtigung der Fanglabyrinthe
75	P. Schiberna	Geschwindigkeitsvorgabe für Fahrsimulationen mittels Verkehrssimulation
76	W. Elser	Beitrag zur Optimierung von Wälzgetrieben
77	P. Marx	Durchgängige, bauteilübergreifende Auslegung von Maschinenelementen mit unscharfen Vorgaben
78	J. Kopsch	Unterstützung der Konstruktionstätigkeiten mit einem Aktiven Semantischen Netz
79	J. Rach	Beitrag zur Minimierung von Klapper- und Rasselgeräuschen von Fahrzeuggetrieben
80	U. Häussler	Generalisierte Berechnung räumlicher Verzahnungen und ihre Anwendung auf Wälzfräserherstellung und Wälzfräsen
81	M. Hüsges	Steigerung der Tolerierungsfähigkeit unter fertigungstechnischen Gesichtspunkten
82	X. Nastos	Ein räumliches Toleranzbewertungssystem für die Konstruktion
83	A. Seifried	Eine neue Methode zur Berechnung von Rollenlagern über lagerinterne Kontakt-Beanspruchungen
84	Ch. Dörr	Ermittlung von Getriebelastkollektiven mittels Winkelbeschleunigungen
85	A. Veil	Integration der Berechnung von Systemzuverlässigkeiten in den CAD-Konstruktionsprozeß
86	U. Frenzel	Rückenstrukturierte Hydraulikstangendichtungen aus Polyurethan
87	U. Braun	Optimierung von Außenzahnradpumpen mit pulsationsarmer Sonderverzahnung
88	M. Lambert	Abdichtung von Werkzeugmaschinen-Flachführungen
89	R. Kubalczyk	Gehäusegestaltung von Fahrzeuggetrieben im Abdichtbereich

Nr.	Verfasser	Titel
90	M. Oberle	Spielbeeinflussende Toleranzparameter bei Planetengetrieben
91	S. N. Dogan	Zur Minimierung der Losteilgeräusche von Fahrzeuggetrieben
92	M. Bast	Beitrag zur werkstückorientierten Konstruktion von Zerspanwerkzeugen
93	M. Ebenhoch	Eignung von additiv generierten Prototypen zur frühzeitigen Spannungsanalyse im Produktentwicklungsprozeß
94	A. Fritz	Berechnung und Monte-Carlo Simulation der Zuverlässigkeit und Verfügbarkeit technischer Systeme
95	O. Schrems	Die Fertigung als Versuchsfeld für die qualitätsgerechte Produktoptimierung
96	M. Jäckle	Untersuchungen zur elastischen Verformung von Fahrzeuggetrieben
97	H. Haiser	PTFE-Compounds im dynamischen Dichtkontakt bei druckbelastbaren Radial-Wellendichtungen
98	M. Rettenmaier	Entwicklung eines Modellierungs-Hilfssystems für Rapid Prototyping gerechte Bauteile
99	M. Przybilla	Methodisches Konstruieren von Leichtbauelementen für hochdynamische Werkzeugmaschinen
100	M. Olbrich	Werkstoffmodelle zur Finiten-Elemente-Analyse von PTFE-Wellendichtungen
101	M. Kunz	Ermittlung des Einflusses fahrzeug-, fahrer- und verkehrsspezifischer Parameter auf die Getriebelastkollektive mittels Fahrsimulation
102	H. Ruppert	CAD-integrierte Zuverlässigkeitsanalyse und -optimierung
103	S. Kilian	Entwicklung hochdynamisch beanspruchter Flächendichtverbindungen
104	A. Flaig	Untersuchung von umweltschonenden Antriebskonzepten für Kraftfahrzeuge mittels Simulation
105	B. Luo	Überprüfung und Weiterentwicklung der Zuverlässigkeitsmodelle im Maschinenbau mittels Mono-Bauteil-Systemen
106	L. Schüppenhauer	Erhöhung der Verfügbarkeit von Daten für die Gestaltung und Berechnung der Zuverlässigkeit von Systemen
107	J. Ryborz	Klapper - und Rasselgeräuschverhalten von Pkw- und Nkw- Getrieben
108	M. Würthner	Rotierende Wellen gegen Kühlschmierstoff und Partikel berührungsfrei abdichten
109	C. Gitt	Analyse und Synthese leistungsverzweigter Stufenlosgetriebe
110	A. Krolo	Planung von Zuverlässigkeitstests mit weitreichender Berücksichtigung von Vorkenntnissen
111	G. Schöllhammer	Entwicklung und Untersuchung inverser Wellendichtsysteme
112	K. Fronius	Gehäusegestaltung im Abdichtbereich unter pulsierendem Innendruck
113	A. Weidler	Ermittlung von Raffungsfaktoren für die Getriebeerprobung
114	B. Stiegler	Berührungsfreie Dichtsysteme für Anwendungen im Fahrzeug- und Maschinenbau
115	T. Kunstfeld	Einfluss der Wellenoberfläche auf das Dichtverhalten von Radial-Wellendichtungen
116	M. Janssen	Abstreifer für Werkzeugmaschinenführungen
117	S. Buhl	Wechselbeziehungen im Dichtsystem von Radial-Wellendichtring, Gegenlauffläche und Fluid
118	P. Pozsgai	Realitätsnahe Modellierung und Analyse der operativen Zuverlässigkeitskennwerte technischer Systeme
119	H. Li	Untersuchungen zum realen Bewegungsverhalten von Losteilen in Fahrzeuggetrieben
120	B. Otte	Strukturierung und Bewertung von Eingangsdaten für Zuverlässigkeitsanalysen
121	P. Jäger	Zuverlässigkeitsbewertung mechatronischer Systeme in frühen Entwicklungsphasen
122	T. Hitziger	Übertragbarkeit von Vorkenntnissen bei der Zuverlässigkeitstestplanung
123	M. Delonga	Zuverlässigkeitsmanagementsystem auf Basis von Felddaten