

# Über die Wirkung von Abnahmekontrollen auf das Verteilungsgesetz von normalen Produktionsprozessen bei bekannter Standardabweichung

Von R. Rackwitz, München

On the effect of compliance control on the distribution of normal production processes with known standard deviation

L'effect des contrôles des processus normaux de production sur la loi de distribution avec l'écart-type connu

Die auf die Verteilung von Werkstoffeigenschaften günstig wirkende Filterwirkung von Abnahmekontrollen wird studiert. Dabei ist angenommen, daß die ursprüngliche Verteilung normal und das Qualitätsangebot bekannt ist. Über die Annahme eines Loses wird aufgrund eines einfachen Mittelwerttests entschieden. Es zeigt sich, daß die Verteilung bei realistischen Annahmen im unteren Bereich um rund eine Größenordnung verringert wird, wodurch sich wiederum die Versagenswahrscheinlichkeit der Bauteile um mindestens eine Größenordnung verringert.

Manuskript-Eingang 29. Dezember 1978

## 1. Einführung

Bei Zuverlässigkeitsbetrachtungen von Bauelementen mechanischer Systeme kommt es häufig vor, daß man, um die Überlebenswahrscheinlichkeit eines Bauelementes berechnen zu können, nicht nur einen gewissen Ausschußprozentsatz des Werkstoffes als Indikator für seine Eignung, sondern die gesamte Verteilungsfunktion der interessierenden Materialkenngröße kennen muß. Ist nicht nur die Beanspruchbarkeit  $R$  (z. B. die Festigkeit) sondern auch die Beanspruchung  $S$  (z. B. eine Spannung) eine Zufallsvariable, so ist die Zuverlässigkeit  $P_S$  als Wahrscheinlichkeit für das Nichtversagen bei einmaliger Belastung – z. B. nach dem Ausdruck:

$$P_S = Pr(R > S) = \int_{\{R > S\}} f_{R,S}(r,s) dr ds \quad (1)$$

zu berechnen. Darin ist  $f_{R,S}(r,s)$  die gemeinsame Dichte von Beanspruchbarkeit  $R$  und Beanspruchung  $S$ . Sind insbesondere  $R$  und  $S$  unabhängig, so ist bekanntlich  $f_{R,S}(r,s) = f_R(r) \cdot f_S(s)$ . Einige Verfahren, um Gl. (1) analytisch oder numerisch zu bewältigen, sind z. B. in [1; 2] beschrieben – auch wenn mehr als zwei unsichere Variable vorkommen oder wenn  $R$  bzw.  $S$  parameterabhängige (zeitabhängige) Zufallsfunktionen  $R(t)$  bzw.  $S(t)$  sind und daher die Wahrscheinlichkeit des Verbleibens des zufälligen Vektorprozesses  $(R(t), S(t))$  im sicheren Bereich in einem vorgegebenem Zeitraum  $[0, T]$  zu ermitteln ist. Dabei ist unmittelbar einsichtig, daß die Zuverlässigkeit  $P_S$  nach Gl. (1) zunimmt, wenn bei gleichbleibender Dichte für die Beanspruchung  $S$  sich z. B. der Mittelwert von  $R$  vergrößert, sich bei gleichem Mittelwert die Streuung verringert oder aber z. B. durch filternde Kontrolle, sich der ursprüngliche Wert der Dichtefunktion  $f_R(r)$  im maßgebenden Bereich (kleine Werte von  $R$ ) verringert. Dieser letzte, im Hinblick auf die Zuverlässigkeit günstige Einfluß wurde zwar im Schrifttum häufig angesprochen, jedoch noch kaum je explizit in Zuverlässigkeitsuntersuchungen berücksichtigt, obwohl der bedeutende Einfluß der Form der Verteilungsfunktion auf Zuverlässigkeitsaussagen nach Gl. (1) bekannt ist. Im folgenden wird ein Spezialfall näher untersucht.

## 2. Ableitung des Verteilungsgesetzes

Nicht selten kann man annehmen, daß das interessierende Merkmal des Werkstoffes durch ein Modell der Form

$$X = X_1 + X_2 \quad (2)$$

ausreichend gut erfaßt wird. Das Merkmal  $X$  ist die Summe einer Zufallsgröße  $X_2$  mit dem Mittelwert Null und der Standardabweichung  $\sigma_2 > 0$ , welche die Streuung innerhalb der Betrachtungseinheit (Loses, Bauwerks, etc.) erfaßt, und einer Zufallsgröße  $X_1$  mit dem Mittelwert  $m_1$  und der Standardabweichung  $\sigma_1 > 0$ , die folglich die Streuung von  $X_1$ , also zwischen den Einheiten, beschreibt. Zur Vereinfachung der Darstellung wird im folgenden nur noch von Losen als mögliche Betrachtungseinheiten gesprochen. Das Modell paßt z. B., wenn beim Entwurf eines technischen Systems die Lieferquelle(n) für den Werkstoff unbekannt sind, diese aber aufgrund unterschiedlicher (voneinander unabhängiger) Produktionstechnologien bzw. -strategien jeweils andere Zielwerte  $X_1$  anstreben oder wenn in der Produktion bei wechselnden Rohstoffeigenschaften nur eine Homogenisierung in Produktionseinheiten gewisser Größe erreicht werden kann. Die Zufallsgröße  $X$  hat dann den Erwartungswert

$$m = E[X] = m_1 \quad (-\infty < m_1 < +\infty)$$

und die Varianz

$$\sigma^2 = \text{Var}[X] = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 \quad (\sigma^2 > 0)$$

und folgt, sofern  $X_1$  und  $X_2$  normalverteilt sind, eben der Normalverteilung mit den vorstehend angegebenen Parametern.

Gefragt sei nach der Wirkung von Kontrollen auf das Verteilungsgesetz der Größe  $X$ , d. h. in Losen, die dem Modell nach Gl. (2) genügen.

Das Los sei durch einen einfachen einseitigen Mittelwerttest mit der Entscheidungsregel

$$d(z) = \begin{cases} z = \bar{x}_{(n)} > a: & \text{Annahme des Loses} \\ z = \bar{x}_{(n)} \leq a: & \text{Ablehnung des Loses} \end{cases} \quad (3)$$

geprüft. Die Stichprobenfunktion  $z = \bar{x}_{(n)}$  ist der aus einer unabhängigen und zufälligen Stichprobe vom Umfang  $n$  berechnete Mittelwert der Stichprobe  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$ ,  $a$  eine vorgegebene Abnahmegrenze. Die Operationscharakteristik des Testes lautet dann bekanntlich [3]:

$$L(m) = L(x_1 | a, n, \sigma_2) = Pr[\text{Annahme des Loses}] = 1 - \Phi\left(\frac{a - x_1}{\sigma_2 / \sqrt{n}}\right) = \Phi\left(\frac{x_1 - a}{\sigma_2 / \sqrt{n}}\right) \quad (4)$$

$$\text{mit } \Phi(t) = \int_{-\infty}^t \varphi(u) du \quad \text{und} \quad \varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2}u^2\right]$$

als Dichte der standardisierten Normalverteilung. Nimmt man an, daß die abgelehnten Lose nicht zur Verwendung gelangen bzw. weiteren Untersuchungen unterzogen werden, deren Ergebnis hier vernachlässigt wird, so läßt sich die Dichte  $f(x)$  wie folgt berechnen.

Die Dichte der Größe  $X_1$  nach der Kontrolle ist offensichtlich das Produkt der Wahrscheinlichkeit, daß  $X_1 = x_1$ , und der

### Berechnete Spannungen

In einem innendruckbeanspruchten, dickwandigen Rohr sind die Hauptnormalspannungen von der Lage in der Rohrwand abhängig; die bekannten Zusammenhänge sind in Fig. 9 aufgeführt. Im Gegensatz zu den Beziehungen zwischen Formänderungen und Spannungen sind die im Bild angegebenen Gleichungen solange gültig, wie die Rohrform erhalten bleibt, also auch im Bereich bleibender Verformung.

Die Vergleichsspannung berechnet sich aus den genannten Werten für die Hauptnormalspannungen zu

$$\sigma_v = \sqrt[3]{3p \cdot \frac{u_1^2}{u^2 - 1}} \quad (5)$$

### Vergleich der gemessenen und berechneten Spannungen

Die entsprechend den vorausgegangenen Abschnitten berechneten Spannungen sind in Fig. 10 für den Druckbereich bis 700 bar eingetragen. Das Abweichen der Kurvenzüge vom proportionalen Zusammenhang zwischen gemessenen Spannungen und Innendruck oberhalb von 500 bar bestätigt das bereits in Abschn. 2.6 erwähnte Einsetzen bleibender Verformungen bei einer Vergleichsspannung von ca. 180 N/mm<sup>2</sup>. Dieser Wert entspricht annähernd der für diesen Werkstoff im lösungsgeglühten Zustand nach SEW 670 gewährleisteten 0,2%-Dehngrenze.

Zwischen gemessenen und berechneten Spannungen treten bereits im elastischen Bereich deutliche Unterschiede auf; Fig. 10a zeigt die Zusammenhänge an der Innenoberfläche. Bei konsequenter Auslegung der Untersuchungsergebnisse geben die Berechnungen aus Innendruck und Rohrabmessungen im vorliegenden Fall zu geringe Spannungswerte an. Für die Außenoberfläche gelten ähnliche Aussagen, wenngleich in abgeschwächter Form, vgl. Fig. 10b und die Zusammenstellung in Tab. 3.

Es muß davon ausgegangen werden, daß die beiden angeführten Berechnungsansätze nach Abschnitt 2.7 die Beanspruchungsverhältnisse richtig beschreiben. Dann lassen sich zur Deutung der festgestellten Unterschiede drei Bereiche hinzuziehen: die Meßtechnik, der Werkstoff und die Prüfkörpergeometrie.

Ein Einfluß seitens der Meßtechnik konnte auf der Grundlage von Kontrolluntersuchungen ausgeschlossen werden. Zudem erwiesen sich alle Meßstreifen nach Beendigung der ausgewerteten Versuche noch als uneingeschränkt funktionsfähig.

Werkstoffseitig kann eine von der Rohrerstellung herrührende Anisotropie der mechanischen Eigenschaften nicht ausgeschlossen werden. Da das untersuchte Rohr jedoch im lösungsgeglühten Zustand vorlag, sind derartige Anisotropien als alleinige Ursache der gemessenen Spannungsdifferenzen wenig wahrscheinlich. Allenfalls könnte ein von der Wärmebehandlung verursachter Eigenspannungszustand in der beobachteten Richtung wirksam geworden sein.

Schließlich ist prüfkörperseitig ein Einfluß der angeschweißten Kapfen denkbar, da aufgrund der DMS-Anbringungstechnik der Abstand der Meßstellen vom Rohrende begrenzt

Tab. 3: Vergleich der gemessenen und berechneten Spannungen bei einem Innendruck von 500 bar<sup>1)</sup>

Comparison of calculated and measured stresses caused by an internal pressure of 500 bar

Spannungen N/mm <sup>2</sup>	Innenoberfläche		Außenoberfläche	
	Gemessen	Berechnet	Gemessen	Berechnet
$\sigma_1$	151	110	73	60
$\sigma_2$	54	31	40	32
$\sigma_v$	175	138	63	53

<sup>1)</sup> Vgl. Abschn. 2.7

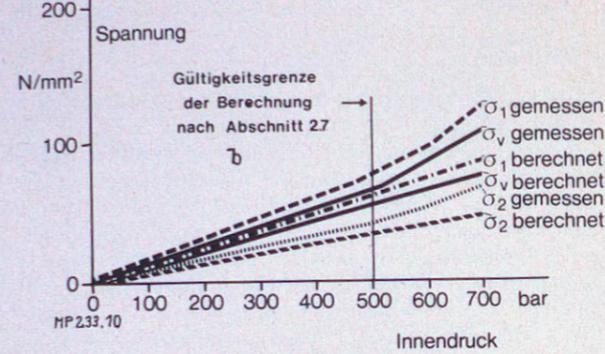
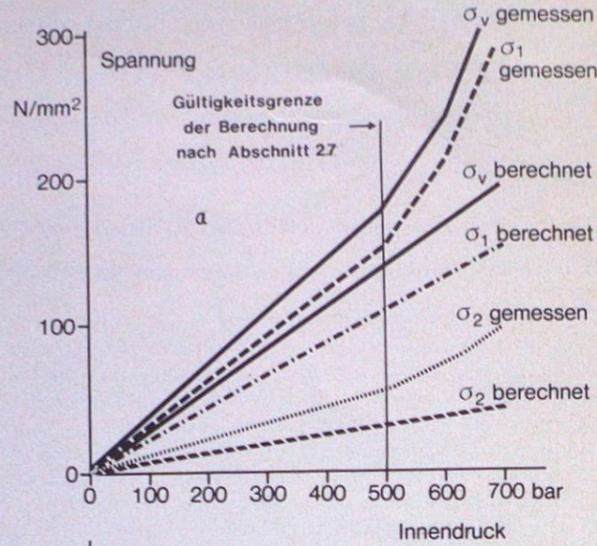


Fig. 10: Vergleich der gemessenen und berechneten Spannungen an der Innenoberfläche (a) und an der Außenoberfläche (b)

Comparison of measured and calculated stresses present in the internal surface (a) and in the external surface (b)

war. Umfangsmessungen an der Außenoberfläche im Anschluß an den letzten Innendruckversuch mit 1700 bar ergaben allerdings keinen Hinweis auf eine derartige Beeinflussung. Weiterhin dürften sich die Kapfen eher im Sinn einer Verformungsbehinderung auswirken, d. h. die gemessenen Spannungen müßten geringer sein als die berechneten Werte.

Somit muß die Frage nach einer Ursache für die festgestellten Unterschiede zwischen den nach verschiedenen Verfahren bestimmten Spannungswerten vorerst offenbleiben.

### 3. Zusammenfassung

Im Druckraum innendruckbeanspruchter, dickwandiger Rohre wurden Formänderungsmessungen mit Widerstands-Dehnungsmessstreifen bis 1700 bar durchgeführt. Die Leitungsdurchführung und Anbringungstechnik wurden bis 3700 bar optimiert.

Die höchsten erfaßbaren Formänderungen werden sowohl durch das System Prüfkörper/Klebstoff/Trägermaterial/Gitter als auch durch den Versuchsablauf begrenzt. Als oberer Grenzwert wurde in den vorliegenden Untersuchungen eine bleibende Formänderung von 3% bestimmt.

Eine zufriedenstellende Übereinstimmung zwischen den Ergebnissen der Spannungsberechnung an dickwandigen Rohren und den aus Formänderungsmessungen abgeleiteten Spannungen konnte nicht festgestellt werden. Da die Ursachen für die nachgewiesenen Unterschiede nicht zu erkennen waren, sind die Verfasser für Hinweise aus dem Leserkreis dankbar.

Die Verfasser danken den Herren S. Mann, G. Schüren und K. Nicklich für die Durchführung der Untersuchungen.

MP 233

Wahrscheinlichkeit, daß eine positive Abnahmeentscheidung getroffen wird:

$$f(x_1; m_1, \sigma_1) dx_1 = \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x_1 - m_1}{\sigma_1}\right) L(x_1 | \dots) dx_1 \quad (5)$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x_1 - m_1}{\sigma_1}\right) L(x_1 | \dots) dx_1$$

Der normalisierende Nenner besagt, daß nur die angenommenen Lose berücksichtigt werden. Formuliert man  $f(x)$  als Dichte einer Bayesschen Verteilung (Prediktorverteilung) [8] entsprechend dem durch Gl. (2) ausgedrückten Modell, so erhält man:

$$f(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f(x | x_1, \sigma_2) \cdot f(x_1; m_1, \sigma_1) dx_1$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma_2} \varphi\left(\frac{x - x_1}{\sigma_2}\right) \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x_1 - m_1}{\sigma_1}\right) \phi\left(\frac{x_1 - a}{\sigma_2/\sqrt{n}}\right) dx_1$$

$$= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma_1} \varphi\left(\frac{x_1 - m_1}{\sigma_1}\right) \phi\left(\frac{x_1 - a}{\sigma_2/\sqrt{n}}\right) dx_1 \quad (6)$$

Der Begriff der Prediktorverteilung ist z. B. in [4] ausführlich erläutert. Hier ist Gl. (6) die Dichte zukünftiger Beobachtungen der Zufallsgröße  $X$  und genau diese ist bei Zuverlässigkeitsuntersuchungen maßgebend. Die vorkommenden Integrale können ausgewertet werden. Man beachtet dazu folgendes:

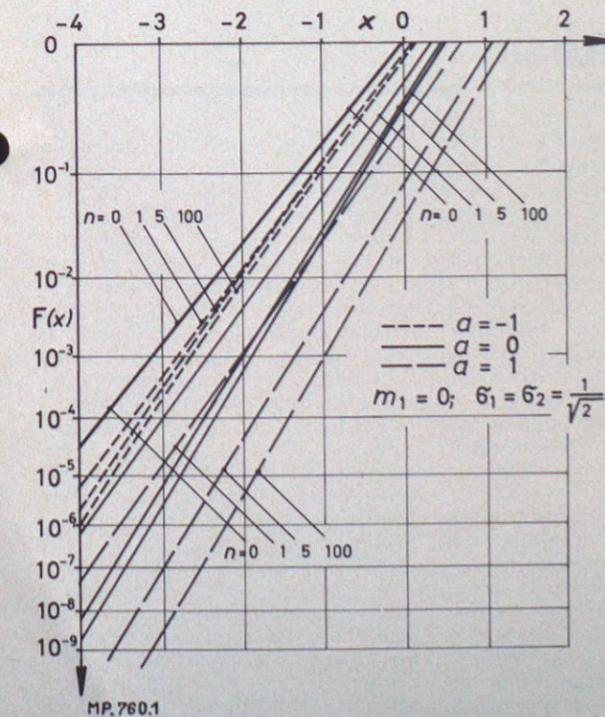
$$\varphi(x) = \varphi(-x) \quad (A)$$

$$\varphi(x) = 1 - \varphi(-x) \quad (B)$$

$$\varphi\left(\frac{x - m_1}{\sigma_1}\right) \varphi\left(\frac{x - m_2}{\sigma_2}\right) = \varphi\left(\frac{m_1 - m_2}{\sigma}\right) \varphi\left(\frac{x - m}{\sigma_1 \sigma_2 / \sigma}\right) \quad (C)$$

$$\frac{1}{\sigma_1 \sigma_2} \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi\left(\frac{x - m_1}{\sigma_1}\right) \varphi\left(\frac{x - m_2}{\sigma_2}\right) dx = \frac{1}{\sigma} \varphi\left(\frac{m_1 - m_2}{\sigma}\right) \quad (D)$$

$$\frac{1}{\sigma_2} \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi\left(\frac{m_1 - x}{\sigma_1}\right) \varphi\left(\frac{x - m_2}{\sigma_2}\right) dx = \varphi\left(\frac{m_1 - m_2}{\sigma}\right) \quad (E)$$



mit  $m = (m_1/\sigma_1^2 + m_2/\sigma_2^2) \cdot (1/\sigma_1^2 + 1/\sigma_2^2)^{-1}$  und  $\sigma' = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2)^{1/2}$ . Gln. (D) und (E) sind wegen Gl. (C) sofort ersichtlich. Gl. (C) entsteht durch elementare Umformung.

Anwendung von Gl. (E) mit (B) auf den Nenner von Gl. (6) ergibt:

$$\frac{1}{\sigma_1} \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi\left(\frac{x_1 - m_1}{\sigma_1}\right) \phi\left(\frac{x_1 - a}{\sigma_2/\sqrt{n}}\right) dx_1 = \phi\left(\frac{m_1 - a}{\sigma'}\right) \quad (7)$$

mit  $\sigma' = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2/n)^{1/2}$ .

Der Zähler von Gl. (6) wird zunächst entsprechend Gl. (C) umgeformt. Anschließend wird Gl. (E) benutzt. Das Ergebnis lautet:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma'} \varphi\left(\frac{x - m_1}{\sigma'}\right) \frac{\phi\left[\frac{x - \left(a - \frac{\sigma'^2}{\sigma_1^2} - m_1 \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right)}{\frac{\sigma_2 \sigma'}{\sigma_1} \left[1 + \frac{1}{n} \left(1 + \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2}\right)\right]^{1/2}}\right]}{\phi\left[\frac{m_1 - a}{\sigma'}\right]} \quad (8)$$

mit  $\sigma' = (\sigma_1^2 + \sigma_2^2/n)^{1/2}$ . Man überzeugt sich leicht unter Anwendung von Gl. (E), daß Gl. (8) in der Tat zu einer Verteilungsfunktion gehört, da  $\int_{-\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$  und  $F(-\infty) = 0$ . Die Verteilungsfunktion  $F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt$  erhält man entweder durch numerische Integration oder durch Entwicklung von  $f(x)$  in eine konvergente Reihe und anschließende Integration. Insbesondere kann man die Verteilungsfunktion

kann man die Verteilungsfunktion

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma'} \varphi\left(\frac{t - m_1}{\sigma'}\right) \frac{\phi\left[\frac{t - m_1}{\sigma'}\right]}{\phi(c)} dt =$$

$$= \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sigma'} \varphi\left(\frac{t - m_1}{\sigma'}\right) \int_{-\infty}^x \varphi(y) dy dt, \quad (9)$$

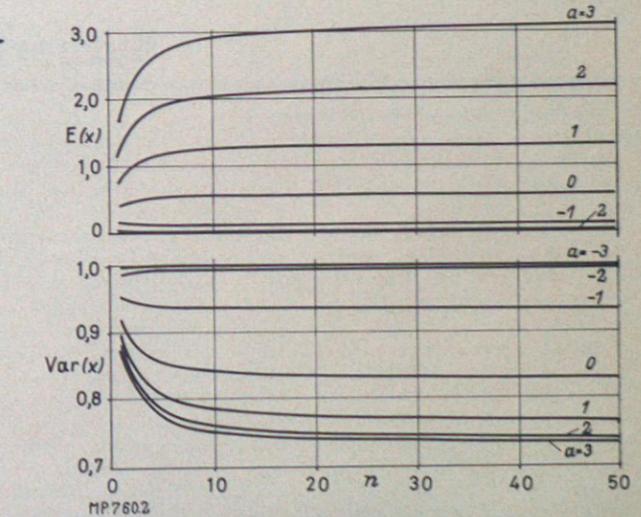


Fig. 2: Mittelwert und Varianz der Größe  $x$  für einige Werte ( $a, n$ ) des Mittelwerttests

Fig. 1: Verteilungsfunktion der Größe  $x$  für ausgewählte Parameter ( $a, n$ ) des Mittelwerttests

wobei sich die Größen  $c$ ,  $m'''$  und  $m^{IV}$  bzw.  $\sigma'''$  und  $\sigma^{IV}$  durch Koeffizientenvergleich mit Gl. (8) ermitteln, als Integral der zweidimensionalen Normalverteilung angeben. Mit Hilfe der Substitutionen

$$z = (x - m''')\sigma'''^{-1}, \quad u = y - z(\sigma'''/\sigma^{IV})$$

und

$$v = u(1 + \sigma'''^2/\sigma^{IV2})^{1/2}$$

bekommt man nach einigen Rechnungen

$$F(x) = \frac{1}{\phi(c)} \int_{-\infty}^{\frac{x-m'''}{\sigma'''} - \frac{m''-m^{IV}}{\sigma^{IV}}} \int_{-\infty}^{\frac{y-m''}{\sigma''} - \frac{z(\sigma'''/\sigma^{IV})}{\sigma''}} \sqrt{\frac{1}{1 + \frac{\sigma'''^2}{\sigma^{IV2}}}} \Psi(z, v; \varrho) dv dz \quad (10)$$

mit der Dichte der standardisierten zweidimensionalen Normalverteilung

$$\Psi(z, v; \varrho) = \frac{1}{(2\pi)\sqrt{1-\varrho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2} \left( \frac{z^2 - 2zv\varrho + v^2}{1-\varrho^2} \right)\right] \quad (11)$$

$$\text{und } \varrho = -(\sigma'''/\sigma^{IV}) \cdot (1 + \sigma'''^2/\sigma^{IV2})^{1/2}.$$

Für die numerische Auswertung von Gl. (10) kann man eine von Owen [5] angegebene, gut konvergierende Reihe für die mit dem Integral Gl. (10) zusammenhängende T-Funktion oder eine auf Mehler zurückgehende asymptotische Entwicklung [6] mit Vorteil benutzen (s. [7]).

### 3. Diskussion

Zur Veranschaulichung enthält Fig. 1 die Verteilungsfunktion im durch die Normalverteilung verzerrten Ordinatenmaßstab für einige Werte der Größe  $a$  bzw. der Stichprobengröße  $n$ . Fig. 2 zeigt den Erwartungswert und die Standardabweichung in Abhängigkeit von  $a$  und  $n$ . Man erkennt insbesondere in Fig. 1, daß mit zunehmendem  $a$  und  $n$  kleine Ausprägungen

von  $X$  durch Kontrolle spürbar verhindert werden können. Bei praxisnahen Werten um  $a \approx -1$  vermindert sich der Wert der Verteilungsfunktion im unteren Bereich allerdings nur noch um rund eine Größenordnung. Auch wird deutlich, daß  $F(x)$  nur wenig von einer Normalverteilung, diese aber mit modifizierten Parametern, abweicht. Bei deterministischer Beaufschlagung  $S = s$  des betrachteten Systems ist die Verteilungsfunktion Gl. (10) nichts anderes als die Versagenswahrscheinlichkeit

$$Pr(s) = Pr(R < s) = F(s). \quad (12)$$

Erwähnt sei, daß der praktisch wichtige Fall log-normalverteilter Werte  $X_1$  und  $X_2$  durch entsprechende Transformation bedient werden kann.

Der Fall unbekannter Standardabweichungen  $\sigma_1$  bzw.  $\sigma_2$  ist wesentlich komplizierter. Über einige diesbezügliche Ergebnisse wird in Kürze an anderer Stelle berichtet.

### Literatur

- [1] Fießler, B., R. Hawranek, R. Rackwitz: Numerische Methoden probabilistischer Bemessungsverfahren und Sicherheitsnachweise, Berichte zur Zuverlässigkeitstheorie der Bauwerke, SFB 96, Technische Universität München, Heft 14, 1976.
- [2] -, B. Krcykacz, H.-J. Neumann, R. Rackwitz: Zuverlässigkeitstheorie I. Ordnung und nichtnormale Vektoren, quadratische Grenzzustandsflächen, Tragsysteme bzw. außergewöhnliche Lasten, Berichte zur Zuverlässigkeitstheorie der Bauwerke, SFB 96, Technische Universität München, Heft 29, 1978.
- [3] Uhlmann, W.: Statistische Qualitätskontrolle. Stuttgart: Teubner 1966.
- [4] Zellner, A.: An Introduction to Bayesian Inference in Econometrics. New York: Wiley 1971.
- [5] Owen, D. B.: Tables for Computing Bivariate Normal Probabilities. Ann. Math. Statist. 27 (1956) p. 1075/90.
- [6] Mehler, F. G.: Über die Entwicklung einer Funktion von beliebig vielen Variablen nach Laplace'schen Funktionen höherer Ordnung. Journal für reine und angewandte Mathematik. 66 (1966) S. 161/76.
- [7] Abramowitz, M., J. A. Stegun: Handbook of Mathematical Functions. Dover, New York, 1972, p. 940.
- [8] Rackwitz, R.: Die Anwendung der BAYES'schen statistischen Entscheidungstheorie auf Probleme der Qualitätskontrolle von Beton. Berichte zur Sicherheitstheorie der Bauwerke, 15/1976, München, 213 S. MP 760

## Bücherschau

### Verbundwerkstoffe – Grundlagen

**und Anwendung.** Von J. Schlichting, G. Elssner, W. Günther, K. M. Grünthaler, D. Kehr, G. Niederstadt, P. R. Sahn und B. Stöckel. Band 25 in der Reihe Kontakt + Studium der Technischen Akademie Esslingen. 232 S., zahlr. Fig. und Lit.-Stellen, 39,50 DM. Grafenau/Württ.: Lexika Fachverlag für berufliche Bildung 1978.

Die Lehr- und Fachbuchreihe Kontakt + Studium versteht sich als ein Hilfsmittel insbesondere für den im Beruf Stehenden – um den Anschluß an die neuesten wissenschaftlichen Erkenntnisse und Technologien zu ermöglichen. In zunehmendem Maße stößt man so beispielsweise auf Grenzen, die durch das Eigenschaftsspektrum der bekannten und verfügbaren Werkstoffe bedingt sind. Grundsätzlich neue Möglichkeiten eröffnen sich durch den Übergang zu Verbundwerkstoffen, deren gemeinsames Merkmal und Entwicklungspotential darin zu sehen ist, daß sich günstige Eigenschaften verschiedener Werkstoffe

oder Werkstoffgruppen kombinieren lassen. Langfristige technische Zielsetzung ist die Entwicklung „maßgeschneiderter“ Werkstoffe.

In Zusammenarbeit mit der Deutschen Gesellschaft für Metallkunde (DGM) wurde vom Fachausschuß für Verbundwerkstoffe ein vielbeachteter Lehrgang an der Technischen Akademie Esslingen durchgeführt und im Anschluß daran von diesem kompetenten Autorenteam das vorliegende Fachbuch verfaßt, um die bisherigen Ergebnisse und die umfangreiche, weltweite Forschungsarbeit dem großen Kreis der Interessierten transparent zu machen.

Dem Leser wird dadurch die Kenntnis vom Aufbau der Verbundwerkstoffe bezüglich ihrer chemischen und mechanischen Verträglichkeit vermittelt und er überschaubar die verschiedenen Herstellungsmethoden, die Vielzahl der bekannten Verbundwerkstoffe und gewinnt neue Ideen für eigene Arbeiten in der Industrie oder im Hochschulbereich. Der

Inhalt umfaßt die Grundlagen im Hinblick auf die mechanische und chemische Verträglichkeit in einem Verbundwerkstoff, faserverstärkte Kunststoffe – insbesondere auch solche mit Kohlenstofffaserverstärkung (CFK), faserverstärkte Metalle (Al – besonders auch borfaserverstärktes Ni), keramische Verbundwerkstoffe, Verbundwerkstoffe in der Elektrotechnik, eutektische Verbundwerkstoffe für hohe Temperaturen, Schutzschichten für Hochtemperatur-Anwendungen, Möglichkeit der Aufbringung von Schutzschichten durch Abscheidung aus der Gasphase sowie Konstruieren mit Verbundwerkstoffen. Diese Beiträge sind jeweils von zuständigen Spezialisten verfaßt.

Zweifellos ist es diesen Autoren und dem Fachausschuß für Verbundwerkstoffe mit dem Band gelungen, die zunehmende Bedeutung dieser modernen Konstruktionswerkstoffe deutlich zu machen.

MP 7107

J. Zillmann