RISIKOBERECHNUNG BEI DER BEMESSUNG VON KONSTRUKTION

Von

J. SVÁB—O. CSURI

Lehrstuhl für Bau- und Fördermaschinen, Technische Universität Budapest

(Eingegangen am 14 März, 1973)

Bei der Bemessung von Konstruktionen werden die theoretisch bestimmten Belastungen mit der theoretischen Lastfähigkeit verglichen. Dazu wird ein theoretischer Begriff — die Spannung — angewendet, indem aus der Belastung die Spannung $\sigma^{(r)}$ berechnet und die Lastfähigkeit der Konstruktion mit der Spannung $\sigma^{(m)}$ ausgedrückt wird. Ist die Beziehung

$$\sigma(m) \geqq \sigma(r) \tag{1}$$

zwischen den zwei Werten erfüllt, kann die Konstruktion der Beanspruchung standhalten. Die klassischen Bemessungsverfahren betrachten die Spannungen $\sigma^{(r)}$ und $\sigma^{(m)}$ als deterministische Werte und ersetzen Beziehung (1) durch

$$\sigma^{(m)}_{\min} \geqq \sigma^{(r)}_{\max} . \tag{1a}$$

Die Variante (1a) ist aber theoretisch nicht realisierbar, da für die untere Grenze von $\sigma^{(m)}$ nur 0 angegeben werden könnte, was die Bedingung (1a) im vornhinein unanwendbar macht. So erübrigt sich die theoretische Prüfung der Frage, ob die obere Grenze vom $\sigma^{(m)}$ angegebenen werden kann. Die Unausführbarkeit der Bedingung (1a) wird auch durch die Praxis bewiesen. Der Wert $\sigma^{(m)}$ wurde vergebens niedrig angegeben, und die Belastung mit einem Sicherheitsfaktor multipliziert; auch bei den derart überdimensionierten Konstruktionen kamen oft Zerstörungen vor.

Ein Nachteil der klassischen Dimensionierung ist auch die Unwirtschaftlichkeit. Der Umstand, daß die tatsächliche Belastung praktisch nie gleich dem theoretischen Wert ist, wurde schon früher beobachtet, daher wurde statt $\sigma^{(r)}_{\max}$ mit einem aus der theoretischen Belastung berechneten $\sigma_{(r)}$-Wert gerechnet, der dann noch mit einer Zahl, höher als 1, zu multiplizieren war.

Bei der Bestimmung von $\sigma^{(m)}_{\min}$ wurde die Festigkeit des Materials mit einem so niedrigen Wert angesetzt, daß eine kleinere Festigkeit nur in einem geringen Prozent der Fälle vorkommen konnte. Diese Methode verursachte bei den weniger wichtigen Bauteilen Mehrgewichte und ungerechtfertigten Materialaufwand, bei besonders wichtigen Bauteilen gewährleistete sie u. U. doch nicht die notwendige Sicherheit.

Der Nachteil der traditionellen Bemessung ist bei statisch unbestimmten Konstruktionen besonders augenfällig. Beachtet man, daß bei der Berechnung des Lastspiels derselben neben den Grundgleichungen auch die Gleichungen der Festigkeitslehre anzuwenden sind, ist leicht einzusehen, daß die höhere Lastfähigkeit des Materials nicht in jedem Fall die an die Lastfähigkeit der Konstruktion gestellten Ansprüche erfüllt. In diesen Konstruktionen nehmen die einzelnen Teile von ihrer Steifigkeit abhängig am Tragen der Last teil. Die Abweichung der tatsächlichen Steifigkeit von dem bei der Berechnung berücksichtigten Wert verursacht also eine Veränderung des Lastspiels. Auch die Zerstörung eines Stabes verursacht eine Veränderung des Lastspiels.

Dimensionierung unter Anwendung der Wahrscheinlichkeitstheorie

Die obenerwähnten Mängel der klassischen Dimensionierung rechtfertigen schon an sich die Definition einer Meßzahl, die für die Zerstörungsmöglichkeit der Konstruktionen kennzeichnend ist. Unter dem Gesichtspunkt der Ausgestaltung leichter und wirtschaftlicher Konstruktionen wäre diese Meßzahl — wie schon erwähnt — auch in dem Fall sehr vorteilhaft, wenn es gelingen würde, die Werte $\sigma^{(m)}_{\min}$ und $\sigma^{(r)}_{\max}$ festzulegen also Konstruktionen zu entwerfen, die den Belastungen sicher standhalten.

Definieren wir diese Meßzahl als die Wahrscheinlichkeit des Falls, daß die Konstruktion unter der Wirkung der Belastung zugrunde geht.

Die Bedingung der Zerstörung wird mit Beziehung (1) geprüft, die Werte $\sigma^{(m)}$ und $\sigma^{(r)}$, als Wahrscheinlichkeitsveränderlichen, werden mit ihren Verteilungs- und Dichtefunktionen angegeben. Dies ermöglicht die Zuordnung einer Zahl zu der Beziehung (1): die Wahrscheinlichkeit des Falles, daß die Lastfähigkeit kleiner als die Belastung sein wird, was bei einer Einzelkonstruktion eine Information über die Verläßlichkeit gibt, bei Serienfertigung die voraussichtliche Zahl der Versager in der Serie angibt. Die zu Beziehung (1) gehörende Wahrscheinlichkeit wird Risiko genannt und mit $1/k$ bezeichnet.

$$1/k = P[\sigma^{(m)} < \sigma^{(r)}] \,. \tag{3}$$

Wenn die Momente erster und zweiter Ordnung von $\sigma^{(m)}$ und $\sigma^{(r)}$ vorliegen, kann aufgrund des Zusammenhangs

$$M[\sigma^{(m)}] = M[\sigma^{(r)}] + m\sqrt{D^2[\sigma^{(m)}] + D^2[\sigma^{(r)}]} \tag{4}$$

dimensioniert werden. Bei einer Normalverteilung — die in meisten Fällen eine annehmbare Annäherung darstellt — hängt »*m*« nur vom Risiko ab, seine Werte sind in Tabelle I angegeben.

Tabelle I

Werte von »*m*«

1/k	10^{-1}	10^{-2}	10^{-3}	10^{-4}	10^{-5}	10^{-6}
m	1,282	2,326	3,090	3,720	4,260	4,750

In der Fachliteratur wird das Risiko durch den gemeinsamen Bereich zweier Dichtefunktionen charakterisiert bzw. mit der Größe dieses Bereichs gemessen (Abbildung 1).

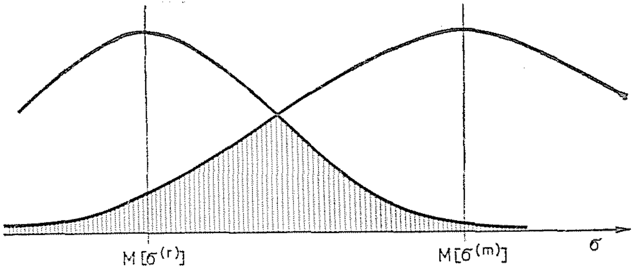

Abb. 1. Die Verteilungsfunktion der Spannung $\sigma^{(m)}$

Das ist aber nicht die Wahrscheinlichkeit der hier definierten Meßzahl und auch mit den Angaben der in der Fachliteratur 1 (und 2) verwendeten Tabelle nicht vereinbar. Es war also notwendig, die definierte Meßzahl mathematisch zu formulieren und dann diese und ihre Berechnungsmethode durch ein Simulationsmodell zu kontrollieren.

Berechnung des Risikos

Für die leichtere Verständlichkeit setzen wir voraus, daß $\sigma^{(r)}$ nur diskrete Werte annehmen kann. Diese seien:

$$\sigma_1^{(r)},\ \sigma_2^{(r)},\ \ldots,\ \sigma_n^{(r)}$$

die mit einer Wahrscheinlichkeit von

$$p_1,\ p_2,\ \ldots,\ p_n$$

auftreten. Es sei weiterhin die Verteilungsfunktion des bekannten Wertes $\sigma^{(m)}$

$$P[\sigma^{(m)} < \sigma] = G(\sigma)\,. \tag{5}$$

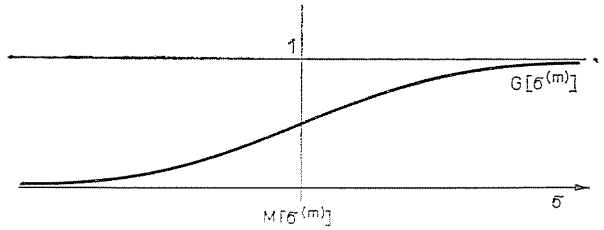

Abb. 2. Die Dichtefunktion der Spannungen $\sigma^{(m)}$ und $\sigma^{(r)}$

Die Wahrscheinlichkeiten der Ereignisse

$$\sigma^{(m)} < \sigma_1^{(r)}, \ \sigma^{(m)} < \sigma_2^{(r)}, \ \ldots, \ \sigma^{(m)} < \sigma_n^{(r)}$$

können durch die Verteilungsfunktion (5) angegeben werden (Abb. 2).

$$\begin{aligned} &P[\sigma^{(m)} < \sigma_1^{(r)}] = G(\sigma_1^{(r)}) \\ &P[\sigma^{(m)} < \sigma_2^{(r)}] = G(\sigma_2^{(r)}) \\ &\vdots \\ &P[\sigma^{(m)} < \sigma_n^{(r)}] = G(\sigma_n^{(r)}) \,. \end{aligned} \tag{6}$$

Die die Lastfähigkeit der Konstruktion bestimmenden Ereignisse und die auf diese wirkenden, die Belastung ausgestaltenden Ereignisse sind unabhängig voneinander. Die Wahrscheinlichkeit dessen, daß die Belastung $\sigma_i^{(r)}$ eine Spannung verursacht und gleichzeitig die Lastfähigkeit kleiner als diese ist, wird durch das Produkt der Wahrscheinlichkeiten der beiden Ereignisse angegeben.

$$P[\sigma^{(m)} < \sigma_i^{(r)}, \ \sigma^{(r)} = \sigma_i^{(r)}] = P[\sigma^{(m)} < \sigma_i^{(r)}] \cdot P[\sigma^{(r)} = \sigma_i^{(r)}] = G(\sigma_i^{(r)}) \cdot p_i$$
$$(i = 1, \ 2, \ \ldots, \ n) \,. \tag{7}$$

Die Wahrscheinlichkeit dessen, daß von den »n« Ereignissen eines eintritt, ist gleich der Summe der Wahrscheinlichkeiten.

$$P[\sigma^{(m)} < \sigma^{(r)}] = \sum_{i=1}^{n} G(\sigma_i^{(r)}) \cdot p_i = 1/k \,. \tag{8}$$

Ist nur $\sigma^{(r)}$ eine Wahrscheinlichkeitsveränderliche mit der Verteilungsfunktion $F(\sigma)$ und der Dichtefunktion $f(\sigma)$, kann der obige Gedankengang folgenderweise verallgemeinert werden.

Teilen wir den Deutungsbereich a, b der Funktion mit den Punkten

$$\sigma_0^{(r)}, \sigma_1^{(r)}, \ldots, \sigma_n^{(r)} \ \ (\sigma_0^{(r)} = a, \sigma_n^{(r)} = b)$$

auf »n« Teile auf. Die einzelnen Intervalle seien durch

$$\Delta_1 \sigma^{(r)}, \Delta_2 \sigma^{(r)}, \ldots, \Delta_n \sigma^{(r)}$$
$$\Delta_i \sigma^{(r)} = [\sigma_{i-1}^{(r)}, \sigma_i^{(r)}]$$

bezeichnet.

Die Länge des »i«-ten Intervalls bezeichnet, beträgt dann:

$$\|\Delta_i \sigma^{(r)}\| = \sigma_i^{(r)} - \sigma_{i-1}^{(r)}. \tag{9}$$

Laut der Definition der Verteilungsfunktion ist die Wahrscheinlichkeit dessen, daß der Wert von $\sigma^{(r)}$ in das Intervall $\Delta_i \sigma^{(r)}$ fällt

$$P[\sigma_{i-1}^{(r)} \leqq \sigma^{(r)} < \sigma_{i-1}^{(r)} + \Delta_i \sigma^{(r)}] = F(\sigma_{i-1}^{(r)} + \Delta_i \sigma^{(r)}) - F(\sigma_{i-1}^{(r)}) = \Delta F_i(\sigma). \tag{10}$$

Unter Anwendung der Gleichungen (10), (6) und (7) läßt sich die Wahrscheinlichkeit anschreiben, daß $\sigma^{(r)}$ in das Intervall $[\sigma_{i-1}^{(r)}, \sigma_i^{(r)}]$ fällt und $\sigma^{(m)}$ kleiner ist als $\sigma_{i-1}^{(r)}$.

$$\begin{aligned} &P[\sigma^{(m)} < \sigma_{i-1}^{(r)}, \sigma_{i-1}^{(r)} \leqq \sigma^{(r)} < \sigma_{i-1}^{(r)} + \Delta_i \sigma^{(r)}] = \\ &P[\sigma^{(m)} < \sigma_{i-1}^{(r)}] \cdot P[\sigma_{i-1}^{(r)} \leqq \sigma^{(r)} < \sigma_{i-1}^{(r)} + \Delta_i \sigma^{(r)}] = G(\sigma_{i-1}^{(r)}) \cdot \Delta F_i(\sigma) \\ &(i = 1, 2, \ldots, n). \end{aligned} \tag{11}$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß von den »n« Ereignissen eines eintritt, kann analog zu Zusammenhang (8) aufgeschrieben werden:

$$\sum_{i=1}^{n} G(\sigma_{i-1}^{(r)}) \, \Delta F_i(\sigma). \tag{12}$$

Wird ein Grenzwert $\sigma_i^{(r)} \to \sigma_{i-1}^{(r)}$, $\Delta F_i(\sigma) \to 0$, $n \to \infty$ gebildet, erhält man ein Stiltjes-Integral, das infolge der Derivierbarkeit von $\langle F\sigma \rangle$ in der Form geschrieben werden kann:

$$1/k = \lim_{\substack{\Delta F_i \to 0 \\ n \to \infty}} \sum_{i=1}^{n} G(\sigma_{i-1}^{(r)}) \Delta F(\sigma) = \int_a^b = G(\sigma) \cdot dF(\sigma) = \int_a^b G(\sigma) \cdot f(\sigma) d\sigma. \tag{13}$$

Die Meßzahl des Risikos ist also gleich der Meßzahl des Bereichs unter der Kurve der durch Multiplikation der Verteilungsfunktion von $\sigma^{(m)}$ mit der Dichtefunktion von $\sigma^{(r)}$ gebildeten Funktion. Berechnen wir das Risiko, zum Beispiel, in dem äußersten Fall, wenn die Verteilungsfunktionen von $\sigma^{(r)}$ und $\sigma^{(m)}$ gleich sind:

$$G(\sigma) = F(\sigma), \frac{d}{d\sigma} G(\sigma) = g(\sigma) = f(\sigma) \tag{14}$$

Laut (13) ist das Risiko:

$$1/k = \int_{-\infty}^{+\infty} G(\sigma) \cdot g(\sigma) \cdot d\sigma = \frac{1}{2} [G^2(\sigma)]_{-\infty}^{+\infty} = \frac{1}{2} . \tag{15}$$

Bei den Bedingungen (14) gemäß dimensionierten Konstruktionen ist also die Zerstörung derselben mit der gleichen Wahrscheinlichkeit zu erwarten, wie daß sie fähig sind, der Belastung standzuhalten. Dieses Ergebnis stimmt mit unserer Ansicht vollkommen überein. Von diesen Konstruktionen wird gefordert, daß sie eine bestimmte Zeitlang den Anforderungen entsprechen oder eine bestimmte Anzahl von Beanspruchungen aushalten. Diese zwei Bedingungen sind im wesentlichen gleich. Es besteht aber ein wesentlicher Unterschied zwischen dem Sicherheitsfaktor unter Berücksichtigung des Zeitfaktors bei der Serienfertigung.

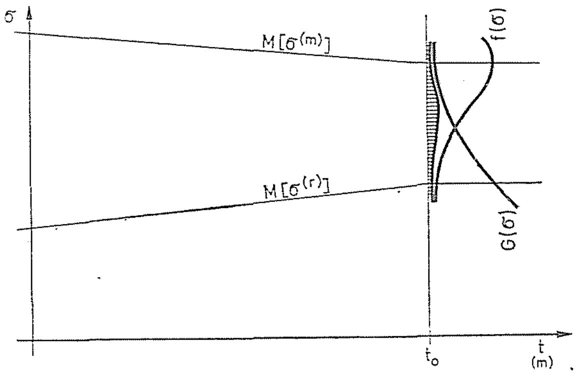

Abb. 3. Die Produktfunktionen der Dichtefunktion der Spannung $\sigma^{(r)}$ und der Verteilungsfunktion der Spannung $\sigma^{(m)}$

Im ersten Fall gilt die Bedingung: Die Wahrscheinlichkeit der Zerstörung der Konstruktion während der Betriebszeit darf einen vorgeschriebenen Wert nicht überschreiten.

Im zweiten Fall: Der Risikowert soll Information über die voraussichtliche Anzahl der während der Betriebszeit (Garantiefrist) beschädigten Stücke der Serie geben.

Bei Einzelkonstruktionen wird das Maximum des Risikos in Abhängigkeit von der Zeit gesucht. Zu dessen Bestimmung genügt es, die theoretisch begründete und auch in der Praxis beobachtete Tatsache zu beachten, daß der voraussichtliche Wert von $\sigma^{(m)}$ in Abhängigkeit von der Zeit nicht ansteigend und der voraussichtliche Wert von $\sigma^{(r)}$ nicht abnehmend ist. Daraus folgt, daß der für das Ende des Planungszeitraums mit Formel (13) berechnete Wert das Maximum des Risikos gibt (Abb. 3.).

Soll die voraussichtliche Stückzahl der von einer Serie während der Betriebszeit beschädigten Konstruktionen angegeben werden, ist das in Abhängigkeit von der Zeit angeschriebene Risiko nach der Zeit zu integrieren.

Anwendung eines Rechenautomaten zur Berechnung des Risikos

Das in Formel (13) angegebene Funktionsprodukt ist im allgemeinen nicht integrierbar. Seine Berechnung ist nach numerischen Methoden möglich und auf den Rechenautomaten leicht programmierbar. In der Rechentechnischen Abteilung des Bauwissenschaftlichen Instituts (ÉTI) wurde für einen TPA in der Annahme von Normalverteilungen ein Programm ausgearbeitet. Die programmierte Formel war die folgende:

$$1/k = \int_a^b \left\{ \frac{1}{D(\sigma)^{(m)}\sqrt{2\pi}} \int_a^b e^{-\frac{[x-M(\sigma^{(m)})]^2}{2D^2(\sigma^{(m)})}} dx \right\} \cdot \frac{e^{-\frac{[\sigma-M(\sigma^{(r)})]^2}{2D^2(\sigma^{(r)})}}}{D(\sigma^{(r)})\sqrt{2\pi}} d\sigma =$$

$$= \frac{1}{2\pi D(\sigma^{(m)}) \cdot D(\sigma^{(r)})} \int_a^b \left\{ \int_a^b e^{-\frac{[x-M(\sigma^{(m)})]^2}{2\,D^2\,(\sigma^{(m)})}} dx \right\} \cdot e^{-\frac{[\sigma-M(\sigma^{(r)})]^2}{2\,D^2(\sigma^{(r)})}} d\sigma. \quad (16)$$

Zur Berechnung der Integrale wurde die Simpson-Formel mit einem Teilungsintervall $h = 0{,}05$ verwendet. Das Programm wurde auf zwei mit Hilfe von Tabelle I ausgearbeiteten Beispielen ausprobiert. Die Angaben der Beispiele waren:

In beiden Beispielen gelten: $M(\sigma^{(m)}) = 39{,}67$ kp/cm², $D(\sigma^{(m)}) = 1{,}68$ kp/cm², und $D(\sigma^{(r)}) = 1{,}3$ kp/cm². Die $M(\sigma^{(r)})$-Werte wurden mit der Formel (4) angegeben, und zwar im ersten Fall für einen Risikowert 0,01; im zweiten Fall für 0,001.

$$M(\sigma^{(r)}) = 34{,}73 \text{ kp/cm}^2 \text{ und } M(\sigma^{(r)}) = 33{,}107 \text{ kp/cm}^2.$$

Die Integrierungsgrenzen wurden folgenderweise angenommen:
Im ersten Fall:

$$a = M(^{(m)}) - 4D(\sigma^{(m)}),\ b = M(\sigma^{(r)}) + 5D(\sigma^{(r)}).$$

Im zweiten Fall:

$$a = M(\sigma^{(m)}) - 5D(\sigma^{(m)}),\ b = M(\sigma^{(r)}) + 7D(\sigma^{(r)}).$$

Bedenkt man, daß die Wertmengen vom $G(\sigma)$ und $f(\sigma)$ in das geschlossene Intervall, [0, 1] fallen, und sich $G(\sigma) = 1$ nur im Falle von $\sigma = \infty$ ergibt,

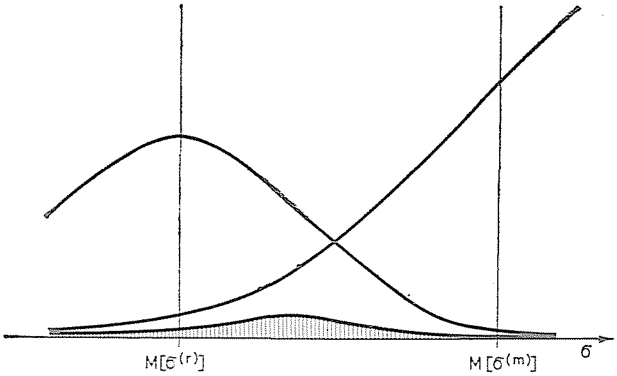

Abb. 4. Größe des Risikos am Ende der Lebensdauer

ist einzusehen, daß die Kurve der Produktfunktion unter den Kurven $G(\sigma)$ und $f(\sigma)$ liegt (Abbildung, 4) der sich aus der Wahl der Integrierungsgrenze ergebende Fehler im ersten Fall also

$$H < \varphi(-4) + [1 - \varphi(5)] = 0{,}000031671 + 0{,}000000287 = 0{,}000031958$$

im zweiten Fall

$$H < \varphi(-5) + [1 - \varphi(7)] = 0{,}000000574\,.$$

ist.

Die Rechenergebnisse waren:

$$1.\ \ 1/k = 0{,}0100210$$
$$2.\ \ 1/k = 0{,}00100224\,.$$

Kontrolle des Risikos durch Simulation

Die Ergebnisse der nach theoretischen Überlegungen berechneten Kontrollbeispiele wurden auch durch Simulation bestätigt. Durch das Simulationsmodell wurde die Wahrscheinlichkeit $P[\sigma^{(m)} < \sigma^{(r)}]$ mit der relativen Häufigkeit der Ereignisse $\sigma^{(m)} < \sigma^{(r)}$ ersetzt, und zwar so, daß den der standardisierten Normalverteilung entnommenen zwei Zufallszahlen durch eine den Verteilungsfunktionen von $\sigma^{(m)}$ bzw. $\sigma^{(r)}$ entsprechende Transformation $\sigma_i^{(m)}$ bzw. $\sigma_i^{(r)}$-Werte zugeordnet wurden und für diese die Erfüllung der Beziehung $\sigma_i^{(m)} < \sigma_i^{(r)}$ geprüft wurde.

Zum Programm der Simulation — das gleichfalls für den Rechner TPA/i ausgearbeitet wurde — war zuerst die Darstellung der aus standardisierter Normalverteilung gewonnenen Zufallszahlen notwendig. Dazu wurden im Intervall [0, 1] aus einer gleichmäßigen Verteilung gewonnene Zufallszahlen verwendet. Bezeichnen wir diese Zahlen mit ξ. Die mit dem Zusammenhang im Sinne der These von *Ljapunow*

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{12}{n}}\left[(\xi_1 + \xi_2 + \ldots \xi_n) - \frac{n}{2}\right] \tag{17}$$

gebildeten Wahrscheinlichkeitsveränderlichen sind im Falle eines genügend großen »n«-s standard-normal verteilt. Im Programm ist $n = 12$. Durch diesen »n«-Wert wird auch die Formel vereinfacht und nähert sich gut — wie es auch Tabelle II zeigt — der standard-normalen Verteilung. Die Tabelle wurde aus 1000 σ_i-Werten verfertigt.

Tabelle II

x	Erfahrungsmäßige Verteilung	Normalverteilung	Abweichung
−3,0	0,002	0,001	+0,001
−2,7	0,005	0,003	+0,002
−2,4	0,008	0,008	—
−2,1	0,019	0,018	+0,001
−1,8	0,042	0,036	+0,006
−1,5	0,079	0,067	+0,012
−1,2	0,117	0,115	+0,002
−0,9	0,196	0,184	+0,012
−0,6	0,290	0,274	+0,016
−0,3	0,392	0,382	+0,010
0	0,521	0,500	+0,021
+0,3	0,636	0,619	+0,017
+0,6	0,738	0,726	+0,012
+0,9	0,807	0,816	−0,009
+1,2	0,877	0,885	−0,008
+1,5	0,931	0,933	−0,002
+1,8	0,964	0,964	—
+2,1	0,980	0,982	−0,002
+2,4	0,991	0,992	−0,001
+2,7	0,998	0,997	+0,001
+3,0	0,999	0,999	—

Für den Risiko-Wert $1/k = 0{,}01$ wurden 6 Simulationsversuche durchgeführt, wobei je ein Versuch 1000 Ereignisse enthielt. In diesen wurden die zufälligen Werte für Belastung und Lastfähigkeit, den Angaben des ersten Beispiels entsprechend durch folgende Transformation

$$\sigma_i^{(r)} = 1{,}3\,\sigma_{i1} + 34{,}73, \quad \sigma_i^{(m)} = 1{,}68\,\sigma_{i2} + 39{,}67$$

hergestellt. Die Auftrittszahlen des Ereignisses $\sigma_i^{(r)} > \sigma_i^{(m)}$ das die Zerstörung der Konstruktion herbeiführt, sind in Tabelle III angegeben.

Tabelle III

$1k/ = 0{,}01$

Seriennummer	1	2	3	4	5	6
Anzahl der Zerstörungen	12	9	12	11	9	14
Relative Häufigkeit	0,012	0,009	0,012	0,011	0,009	0,014

Für den Risikowert $1/k = 0{,}001$ wurden 2 Proben durchgeführt. In beiden wurde das zweite Problem durch 10 000 Ereignisse simuliert. Die Transformation war dementsprechend die folgende:

$$\sigma_i^{(r)} = 1{,}3\sigma_1 + 33{,}107, \; \sigma_i^{(m)} = 1{,}68\sigma_2 + 39{,}67\,.$$

Die Wertpaare, die sich auf das die Zerstörung herbeiführende Ereignis beziehen, kamen in beiden Fällen achtmal vor.

Diese zwei Proben können natürlich als kein vollkommener Beweis betrachtet werden, die Ergebnisse sind aber vielversprechend, da aus dem Vergleich mit den für ein Risiko $1/k = 0{,}01$ durchgeführten Proben zu erkennen ist, daß die relativen Häufigkeiten in einem engen Bereich der berechneten Wahrscheinlichkeit konvergieren.

Zusammenfassung

In der Festigkeitsberechnung auf wahrscheinlichkeitstheoretischer Grundlage läßt sich die Bruchwahrscheinlichkeit (das Risiko) als Integral der Produktfunktion aus der Dichtefunktion der Beanspruchungen und aus der Verteilungsfunktion der Lastfähigkeit berechnen. Verfasser beweist die Richtigkeit dieser Feststellung mit den Hauptsätzen der Wahrscheinlichkeitstheorie und weisen sie mit Hilfe eines Simulationsverfahrens, in der Annahme von Normalverteilungen, rechnerisch nach.

Literatur

1. Technische Publikationsreihe des Wissenschaftlichen Vereines für Maschinenbau H. 80; Moderne Dimensionierung unter Anwendung der Wahrscheinlichkeitstheorie* Komitee des W. V. M. für Verlags- und Ausbildungswesen Budapest, 1971
2. BOLOTIN, V. V.: Statistische Methoden in der Mechanik von Konstruktionen* Műszaki Könyvkiadó, Budapest, 1970
3. Monte Carlo-Methoden*, Műszaki Könyvkiadó, Budapest, 1965
4. RÉNYI, A.: Wahrscheinlichkeitsrechnung* Tankönyvkiadó, Budapest, 1966
5. BOLSEW, L. N.—SMIRNOW, H. W.: Tablizü matematitscheskoi statistiki, Isdatelstwo Nauka, Moskau, 1965.

* In ungarischer Sprache.

Prof. Dr. János SVÁB
Ottó CSURI } H-1521 Budapest