

Konzept zur Definition und Kombination
von Lasten im Rahmen der deutschen
Sicherheitsrichtlinie

T 891

T 891

Dieser Forschungsbericht wurde mit modernsten Hochleistungskopierern auf Einzelanfrage hergestellt.

Die in dieser Forschungsarbeit enthaltenen Darstellungen und Empfehlungen geben die fachlichen Auffassungen der Verfasser wieder. Diese werden hier unverändert wiedergegeben, sie geben nicht unbedingt die Meinung des Zuwendungsgebers oder des Herausgebers wieder.

Die Originalmanuskripte wurden reprototechnisch, jedoch nicht inhaltlich überarbeitet. Die Druckqualität hängt von der reprototechnischen Eignung des Originalmanuskriptes ab, das uns vom Autor bzw. von der Forschungsstelle zur Verfügung gestellt wurde.

© by Fraunhofer IRB Verlag

Vervielfältigung, auch auszugsweise,
nur mit ausdrücklicher Zustimmung des Verlages.

Fraunhofer IRB Verlag

Fraunhofer-Informationszentrum Raum und Bau

Postfach 80 04 69
70504 Stuttgart

Nobelstraße 12
70569 Stuttgart

Telefon (07 11) 9 70 - 25 00
Telefax (07 11) 9 70 - 25 08

E-Mail irb@irb.fraunhofer.de

www.baufachinformation.de

T 891: Konzept zur Definition und Kombination von Lasten
im Rahmen der deutschen Sicherheitsrichtlinie

Konzept zur Definition und
Kombination von Lasten im
Rahmen der deutschen Sicher-
heitsrichtlinie

von

Dipl.-Ing. Werner Schobbe

gefördert durch eine Sach-
beihilfe des Instituts für
Bautechnik Berlin

im Sachgebiet:
Konstruktiver Ingenieurbau
Az.: IV/1-5-177/77
IV/1-5-177/80

Leiter des Forschungsvor-
habens:

Prof. Dr.-Ing. Gert König

Technische Hochschule
Darmstadt

Fachbereich
Konstruktiver Ingenieurbau

Dezember 1981

Informationszentrum RAUM und BAU
der Fraunhofer-Gesellschaft
Inventar-Nr. J 891 lfd. Nr. 82030986

Inhaltsverzeichnis	Seite
1. Einleitung	1
2. Probabilistischer Sicherheitsnachweis	3
2.1 Zuverlässigkeit und Versagenswahrscheinlichkeit	3
2.2 Normalverteilte Basisvariablen R und S	5
2.3 Verallgemeinerung des Nachweises	8
2.3.1 Mehrere Basisvariablen und nichtlineare Grenzzustandsgleichungen	8
2.3.2 Nicht-normalverteilte Basisvariablen X_i	10
2.3.3 Korrelierte Basisvariablen	11
2.4 Nachweis bei zeitlich veränderlichen Eigenschaften von Einwirkungen	12
2.4.1 Eigenschaften der Einwirkungen	12
2.4.2 Veränderliche Einwirkungen	13
2.4.3 Sicherheitsindex β in Abhängigkeit vom Bezugszeitraum T	14
2.4.4 Kombination mehrerer veränderlicher Einwirkungen	18
3. Sicherheitselemente für die praktische Bemessung	26
3.1 Definition und Wahl der Sicherheitselemente	26
3.2 Sicherheitsniveau	27
3.3 Vereinfachte Bestimmung der Bemessungswerte	29
3.4 Sicherheitselemente für Festigkeiten	33
3.5 Sicherheitselemente für Einwirkungen	36
3.6 Beiwert γ_{sys} für Modellungenauigkeiten und Systemempfindlichkeiten	44
3.7 Beiwert γ_n für unterschiedliche Sicherheitsklassen	45

	Seite
4. Veränderliche Lasten	48
4.1 Allgemeine Beschreibung der veränderlichen Lasten	48
4.2 Bürohausnutzlasten	49
4.2.1 Lastbeschreibung	49
4.2.2 Lastmessung von Mitchell und Woodgate	50
4.2.3 Lastmessung von Culver	58
4.2.4 Nutzlastmodell und Ersatzlasten	59
4.2.5 Nennwerte und Sicherheitselemente	65
4.3 Nennwerte und Sicherheitselemente für Parkhauslasten	66
4.4 Nennwerte und Sicherheitselemente für Windbelastung	71
4.5 Nennwerte und Sicherheitselemente für Schneelasten	75
5. Sicherheitsniveau des Lastkonzepts	77
5.1 Grenzzustandsgleichung und Nachweisverfahren	77
5.2 Verteilungsparameter, Sicherheitselemente und Bemessungswerte der Basisvariablen	78
5.3 Ergebnisse	81
6. Zusammenfassung	92
7. Literatur	94
A1 Teilsicherheitsbeiwerte für ständige und veränderliche Einwirkungen	98
A2 Beispiel zum probabilistischen Sicherheitsnachweis	100

1. Einleitung

Die Sicherheit von Bauwerken wird einerseits durch die Streuungen der in einem Bauwerk auftretenden und ertragbaren Beanspruchungen und andererseits durch menschliche Fehlhandlungen bei der Planung, Ausführung und Nutzung gefährdet. Die letztgenannten Gefährdungen der Sicherheit können u.a. durch wirksame Kontroll- und Überwachungsmaßnahmen vermindert werden.

Die Gefährdung der Sicherheit aus zufallsbedingten Streuungen der Einflußgrößen kann durch die Bemessung beeinflusst werden. Quantitativ kann dieser Risikoanteil als Versagenswahrscheinlichkeit oder Zuverlässigkeit mit probabilistischen Verfahren ermittelt werden. Anerkannte Methoden zur Bestimmung der Versagenswahrscheinlichkeit werden im folgenden erläutert.

Die probabilistischen Bemessungsverfahren können jedoch nur zur Ableitung und Überprüfung praxisgerechter Bemessungskonzepte dienen, da aufgrund ihres numerischen Aufwandes die Anwendung bei üblichen Bemessungsaufgaben nicht sinnvoll erscheint. Gegenwärtig wird in Deutschland eine Richtlinie [1] erarbeitet, die Grundsätze und Regeln zur Gewährleistung einer ausreichenden Zuverlässigkeit baulicher Anlagen beinhaltet. Diesen Grundsätzen und Regeln entsprechend werden feste, bauartunabhängige Sicherheitselemente (Teilsicherheitsbeiwerte, Kombinationsbeiwerte) für Lasten abgeleitet und zahlenmäßig angegeben.

Die Sicherheitselemente sind auf Nennwerte bezogen, die als Fraktile der Verteilungen der Eingangsgrößen definiert werden. Geltende Lastnormen arbeiten aber in vielen Fällen im Gegensatz zu Baustoffnormen noch mit rein deter-

ministisch festgelegten Nennwerten. Deshalb werden für einige Belastungsarten des Hochbaus beispielhaft aus vorhandenen Lastmessungen und daraus abgeleiteten analytischen Lastmodellen statistisch abgesicherte Nennwerte ermittelt.

Bei unterschiedlichen Bemessungsaufgaben können feste, bauart- und baustoffunabhängige Sicherheitselemente für Lasten ein angestrebtes Zuverlässigkeitsniveau nur im Mittel erfüllen. Die Abweichungen der Zuverlässigkeit mit dem aufgestellten Konzept zur Definition und Kombination von Lasten wird abschließend überprüft.

2. Probabilistischer Sicherheitsnachweis

2.1 Zuverlässigkeit und Versagenswahrscheinlichkeit

Den Trag- oder Gebrauchsfähigkeitsnachweis von Bauwerken oder einzelnen Bauteilen führt man zweckmäßigerweise mit definierten Grenzzuständen durch; z.B. kann der Grenzzustand des Versagens als Überschreiten festgelegter Grenzdehnungen definiert werden. Die Grenzzustände der Trag- oder Gebrauchsfähigkeit werden in der Regel mit Modellen beschrieben, die das mechanische Verhalten wiedergeben. Dabei wird die vom Bauwerk, Bauteil oder Querschnitt ertragbare Beanspruchung, Widerstand R , mit der aufzunehmenden Beanspruchung, Einwirkung S , verglichen. Der Vergleich wird in Form von Gleichung (2.1) durchgeführt

$$Z = R - S, \quad (2.1)$$

die so aufgestellt wird, daß im Versagensfall Z negativ wird. Der Grenzzustand ist durch $Z = 0$ gekennzeichnet.

$$Z = R - S = 0 \quad (2.2)$$

Eine optimale Bemessung stellt sicher, daß die ertragbare Beanspruchung gleich der aufzunehmenden ist.

$$R = S \quad (2.3)$$

Im allgemeinen sind R und S Zufallsvariablen oder auch Basisvariablen genannt, die durch statistische Parameter mit Mittelwert, Standardabweichung und Verteilungstyp beschrieben werden. Ihre tatsächlichen Werte (Realisationen) im Bauwerk sind nicht bekannt. Eine Bemessung kann deshalb nur

sicherstellen, daß Versagen ($Z < 0$) nur sehr selten auftritt, d.h. daß die Versagenswahrscheinlichkeit p_f sehr klein ist.

Die Häufigkeit $f(r,s)$ für das Auftreten eines Wertepaares r,s erhält man aus den Verteilungsdichten $f_R(r)$ und $f_S(s)$ zu

$$f(r,s) = f_R(r) \cdot f_S(s), \quad (2,4)$$

Unabhängigkeit von R und S vorausgesetzt [2]. Das Volumenintegral über die Häufigkeit aller Fälle, in denen Realisationen r von R kleiner als Realisation s von S sind, liefert die Versagenswahrscheinlichkeit

$$p_f = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{r-s} f_R(r) \cdot f_S(s) dr ds \quad (2.5)$$

Das Integral über alle anderen Fälle ergibt die Überlebenswahrscheinlichkeit $p_s = 1 - p_f$, ein Maß für die Zuverlässigkeit des Bauwerks. Bild 2.1 stellt die Verteilungsdichte von R bzw. S, die Häufigkeit von r,s und die Grenzzustandsgerade $Z=0$ dar.

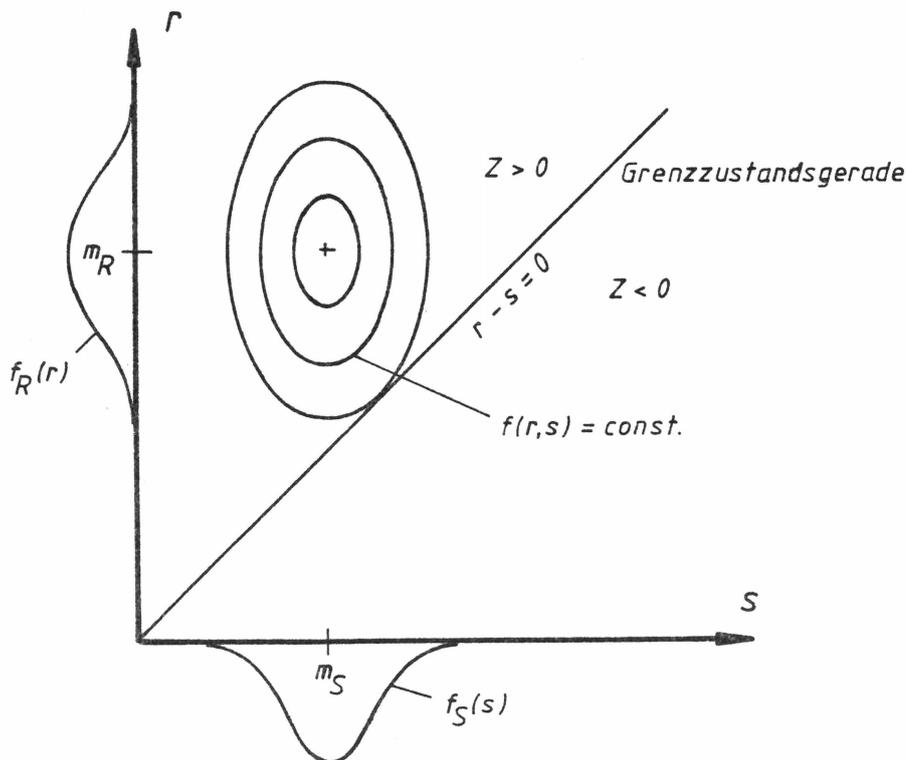


Bild 2.1 Grenzzustandsgleichung im R-S-System

Die Ermittlung von p_f gemäß Gl. (2.5) ist für allgemeine Fälle nicht geschlossen durchführbar. Im weiteren wird deshalb ein Näherungsverfahren erläutert.

2.2 Normalverteilte Basisvariablen R und S

Sind R und S Gauß-normalverteilt [2] gelingt die geschlossene Lösung von Gl. (2.5). In Bild 2.1 werden die Linien gleicher Häufigkeit $f(r,s) = \text{const}$ zu Ellipsen. Durch Koordinatentransformation

$$\hat{r} = \frac{r - m_R}{\sigma_R} \qquad \hat{s} = \frac{s - m_S}{\sigma_S} \qquad (2.6)$$

werden diese Linien zu konzentrischen Kreisen um den Ursprung (Bild 2.2).

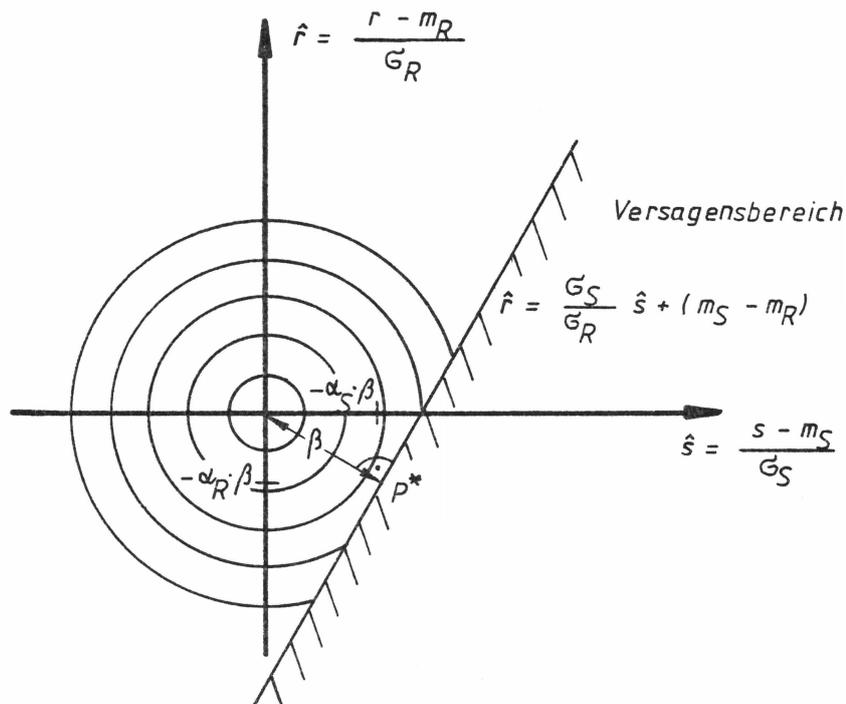


Bild 2.2 Grenz Zustandsgleichung im R-S-System

Die transformierte Grenzzustandsgleichung lautet:

$$\hat{r} = \frac{\sigma_S}{\sigma_R} \hat{s} + (m_S - m_R) \quad (2.7)$$

Wegen Punktsymmetrie ergibt sich das Integral zu

$$\begin{aligned} P_f &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{-\beta} \varphi(\hat{s}) \varphi(\hat{r}) d\hat{s} d\hat{r} \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \varphi(\hat{r}) d\hat{r} \cdot \int_{-\infty}^{-\beta} \varphi(\hat{s}) d\hat{s} \\ &= 1 \quad \cdot \quad \Phi(-\beta) \end{aligned} \quad (2.8)$$

mit φ der Gauß'schen Verteilungsdichte,
 Φ der " Verteilungsfunktion
 mit $m = 0$ und $\sigma = 1$

Durch Umwandlung von Gl. (2.7) in die Hessesche Normalform

$$\frac{\hat{s} \cdot \sigma_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} - \frac{\hat{r} \cdot \sigma_R}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} = \frac{m_R - m_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (2.9)$$

erhält man als Lot vom Ursprung auf die Grenzzustandsgerade den Abstand

$$\beta = \frac{m_R - m_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} \quad (2.10)$$

und den Kosinus des Winkels zwischen dem Lot und der jeweiligen Koordinatenachse

$$\cos \delta_R = \frac{-\sigma_R}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} = -\alpha_R \quad (2.11)$$

$$\cos \delta_S = \frac{\sigma_S}{\sqrt{\sigma_R^2 + \sigma_S^2}} = -\alpha_S . \quad (2.12)$$

Die Wichtungsfaktoren α_R und α_S geben den Streuungsanteil von R und S an der Gesamtstreuung wieder. Der Sicherheitsindex β ist gemäß Gl. (2.8) mit der Versagenswahrscheinlichkeit p_f verknüpft. Der Bemessungspunkt P^* entspricht der Kombination von Werten r^* , s^* , bei der Versagen am häufigsten auftritt. r^* und s^* errechnen sich aus den Wichtungsfaktoren α_R , α_S und dem Sicherheitsindex β zu

$$\begin{aligned} \hat{r}^* &= -\alpha_R \beta \\ \hat{s}^* &= -\alpha_S \beta . \end{aligned} \quad (2.13)$$

Mit den Gleichungen (2.6) und (2.13) erhält man

$$\begin{aligned} r^* &= m_R - \alpha_R \beta \sigma_R \\ s^* &= m_S - \alpha_S \beta \sigma_S , \end{aligned} \quad (2.14)$$

die Koordinaten des Bemessungspunktes P^* im ursprünglichen System. Bei der Bemessung sind jetzt nur noch diese beiden Fraktilen der Verteilungen von R und S zu vergleichen.

2.3 Verallgemeinerung des Nachweises

2.3.1 Mehrere Basisvariablen und nichtlineare Grenzzustandsgleichung

In der Regel werden sowohl der Widerstand R als auch die Einwirkung S von mehreren Einflußgrößen bestimmt,

$$\begin{aligned} R &= g_R(X_1, \dots, X_m) \\ S &= g_S(X_{m+1}, \dots, X_n) \end{aligned} \quad (2.15)$$

so daß die Verteilungen von R und S nicht bekannt sind. Die Grenzzustandsgleichung lautet

$$Z = g_R(X_1, \dots, X_m) - g_S(X_{m+1}, \dots, X_n) \quad (2.16)$$

oder zu einer Gleichung zusammengefaßt

$$Z = g(X_1, \dots, X_n) \quad (2.17)$$

Nach [3,4,5,6] kann das in Abschnitt 2.2 beschriebene Verfahren auf mehrere Basisvariablen und nichtlineare Grenzzustandsgleichungen verallgemeinert werden. Dabei wird der Versagensbereich nur noch näherungsweise erfaßt, da die gekrümmte Grenzzustandsfläche, die den Versagens- vom Überlebensbereich trennt, im Bemessungspunkt durch eine Tangentialebene ersetzt wird. Pottharst [4] zeigt, daß diese Näherung im Rahmen baupraktischer Genauigkeitsanforderungen ausreichend ist.

Zur Bestimmung der Tangentialebene werden die Basisvariablen X_i nach Gl. (2.18) transformiert.

$$\hat{x}_i = \frac{x_i - m_{X_i}}{G_{X_i}} \quad (2.18)$$

Durch Reihenentwicklung der transformierten Bemessungsgleichung (2.19) im Bemessungspunkt P^*

$$z = g(\hat{x}_1, \dots, \hat{x}_n) = 0 \quad (2.19)$$

erhält man die Tangentialebene Gl. (2.20)

$$\sum_{i=1}^n \left(\frac{\delta g}{\delta \hat{x}_i} \Big|_{P^*} (\hat{x}_i - \hat{x}_i^*) \right) + g(\hat{x}_1^*, \dots, \hat{x}_n^*) = 0 \quad (2.20)$$

Die Umwandlung in die Hessesche Normalform liefert den Sicherheitsindex

$$\beta = \frac{-\sum_{i=1}^n \left(\frac{\delta g}{\delta \hat{x}_i} \Big|_{P^*} \hat{x}_i^* \right) + g(\hat{x}_1^*, \dots, \hat{x}_n^*)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\delta g}{\delta \hat{x}_i} \Big|_{P^*} \right)^2}} \quad (2.21)$$

und die Wichtungsfaktoren

$$\alpha_{x_i} = \frac{\frac{\delta g}{\delta \hat{x}_i} \Big|_{P^*}}{\sqrt{\sum_{j=1}^n \left(\frac{\delta g}{\delta \hat{x}_j} \Big|_{P^*} \right)^2}} \quad (2.22a)$$

mit den Bemessungswerten

$$\hat{x}_i^* = -\alpha_{x_i} \beta \quad (2.22b)$$

Die Rücktransformation gemäß Gl. (2.18) ergeben den Sicherheitsindex β

$$\beta = \frac{-\sum_{i=1}^n \left(\frac{\delta g}{\delta x_i} \Big|_{P^*} (x_i^* - m_{x_i}) \right) + g(x_1^*, \dots, x_n^*)}{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\delta g}{\delta x_i} \Big|_{P^*} \sigma_i \right)^2}} \quad (2.23)$$

die Wichtungsfaktoren

$$\alpha_{x_i} = \frac{\left. \frac{\delta g}{\delta x_i} \right|_{p^*} \sigma_{x_i}}{\sqrt{\sum_{j=1}^n \left(\left. \frac{\delta g}{\delta x_j} \right|_{p^*} \sigma_{x_j} \right)^2}} \quad (2.24)$$

und die Bemessungswerte

$$x_i^* = m_{x_i} - \alpha_{x_i} \beta \sigma_{x_i} \quad (2.25)$$

im ursprünglichen Koordinatensystem. Die Versagenswahrscheinlichkeit p_f , die zu dem durch die Tangentialebene bestimmten Versagensbereich gehört, ist nach Gl. (2.8) mit dem Sicherheitsindex β verknüpft. Auch Lind [7] zeigt, daß die Anpassung der Tangentialebene im Bemessungspunkt zu optimalen β -Werten führt.

2.3.2 Nicht-normalverteilte Basisvariablen X_i

Die in Abschnitt 2.3.1 beschriebene Bestimmung von β ist an Basisvariablen gebunden, die mit der Gauß'schen Normalverteilung beschrieben werden können. Basisvariablen, die anderen Verteilungstypen folgen, können durch Normalverteilungen ersetzt werden. Nach [3] werden die Werte der Verteilungsdichten und der Verteilungsfunktionen der Ausgangsverteilung F_X und der Normalverteilung Φ für den Bemessungswert x^* gleichgesetzt

$$F_X(x^*) = \Phi\left(\frac{x^* - m'_X}{\sigma'_X}\right) \quad (2.26)$$

$$f_X(x^*) = \frac{1}{\sigma'_X} \cdot \varphi\left(\frac{x^* - m'_X}{\sigma'_X}\right)$$

Aus den Gleichungen (2.26) lassen sich der Mittelwert m'_X und die Standardabweichung σ'_X der angepaßten Normalverteilung errechnen Gl. (2.27).

$$\begin{aligned}\sigma'_X &= \frac{\varphi(\Phi^{-1}[F_X(x^*)])}{f_X(x^*)} \\ m'_X &= x^* - \Phi^{-1}[F_X(x^*)] \cdot \sigma'_X\end{aligned}\quad (2.27)$$

Hosser [8] zeigt den geringen Einfluß dieser Näherung auf die angezielte Versagenswahrscheinlichkeit bei 2 Basisvariablen.

Für die logarithmische Normalverteilung [2] ergeben sich folgende Verteilungsparameter der angepaßten Normalverteilung

$$\begin{aligned}\sigma'_X &= x^* \sqrt{\ln(V_X^2 + 1)} \\ m'_X &= x^* \left[1 - \ln x^* + \ln \frac{m_X}{\sqrt{V_X^2 + 1}} \right]\end{aligned}\quad (2.28)$$

mit dem Mittelwert m_X und dem Variationskoeffizienten V_X der Ausgangsverteilung.¹⁾

2.3.3 Korrelierte Basisvariablen

Korrelierte Basisvariablen sind, bevor sie in die Rechnung eingeführt werden, in unkorrelierte zu überführen. Die gegenseitige Abhängigkeit zweier Basisvariablen X_i, X_j wird mit der Kovarianz $\text{Cov}(X_i, X_j)$ beschrieben [2]. Für normal- und lognormalverteilte Basisvariable ist der Transformationsalgorithmus in [2,9] beschrieben. Im Rahmen dieser Arbeit werden korrelierte Basisvariablen nicht behandelt.

1) Für eine Extremwert-I-Verteilung (Gl.2.29) sind die Gleichungen (2.27) auszuwerten.

2.4 Nachweis bei zeitlich veränderlichen Eigenschaften von Einwirkungen

2.4.1 Eigenschaften der Einwirkungen

Einwirkungen werden aufgrund ihrer zeitabhängigen Eigenschaften in drei Kategorien eingestuft:

- Ständige Einwirkungen
- Veränderliche Einwirkungen
- Außergewöhnliche Einwirkungen

Ständige Einwirkungen sind zeitinvariant und werden durch Verteilungstyp und Verteilungsparameter beschrieben. Zu den ständigen Einwirkungen gehören u.a. Eigengewicht, Ausbaulasten und Erddruck.

Veränderliche Einwirkungen wie klimatische Lasten und Verkehrslasten sind zeit- und raumabhängig und treten häufig auf. Ihre räumliche Veränderlichkeit wird anhand von Lastmodellen durch Ersatzlasten beschrieben. Die zeitliche Abhängigkeit wird im allgemeinen durch stochastische Prozesse erfaßt.

Außergewöhnliche Einwirkungen wie Erdbeben außerhalb seismisch aktiver Zonen, Flugzeugabsturz oder Fahrzeuganprall treten selten auf und sind von kurzer Dauer. Ihre Nennwerte werden so festgelegt, daß sie durchschnittlich nur alle n Jahre auftreten (z.B. $n = 2000$ [1])

2.4.2 Veränderliche Einwirkungen

Vorausgesetzt, daß die Festigkeit nicht von der Fluktuation der veränderlichen Einwirkungen abhängen, sind für den Nachweis von Grenzzuständen nur die Maximalwerte der veränderlichen Einwirkungen maßgebend. Diese Maximalwerte werden durch Extremwertverteilungen, die auf einen Bezugszeitraum T bezogen sind, beschrieben [10]. Die Verteilung ist vom Bezugszeitraum T abhängig, da bei längeren Bezugszeiträumen größere Maximalwerte häufiger sind. Die Extremwerte der klimatischen Lasten und Verkehrslasten können gut durch die Fischer - Tippet - Typ I - oder Extremwert-I-Verteilung beschrieben werden [10].

$$F(x) = \exp(-\exp[-\alpha(x-u)]) \quad (2.29)$$

mit $u = m - \frac{0,577}{\alpha}$, $\alpha = \frac{\pi}{6\sqrt{6}}$

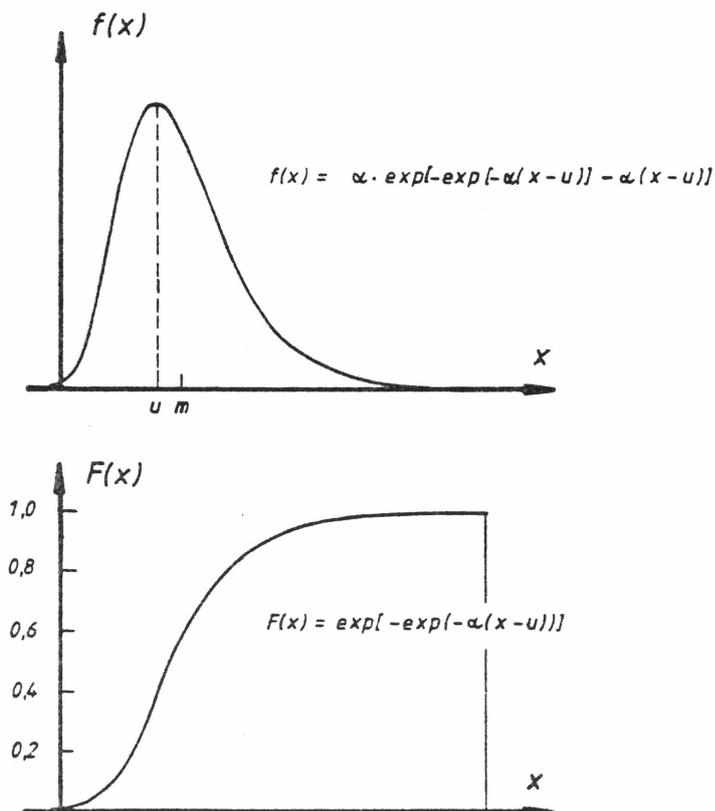


Bild 2.3 Extremwert-I-Verteilung

Bei der Umrechnung der Extremwert-I-Verteilung von einem Bezugszeitraum $T_1 = T_n/n$ Jahre auf einen n-fachen Bezugszeitraum T_n (Gl. 2.30)

$$F_n(x) = [F_1(x)]^n \quad (2.30)$$

bleibt der Verteilungstyp und die Standardabweichung erhalten (Gl. 2.31).

$$\sigma_1 = \sigma_n = \sigma \quad (2.31)$$

Der Mittelwert errechnet sich nach Gleichung (2.32) [4].

$$m_n = m_1 + \frac{\sqrt{6}}{\pi} \cdot \sigma \cdot \ln(n) \quad (2.32)$$

2.4.3 Sicherheitsindex β in Abhängigkeit von Bezugszeitraum T

Wird die Zuverlässigkeit eines Bauwerks überwiegend von zeitinvarianten Basisvariablen bestimmt, ist auch der Sicherheitsindex β zeitunabhängig. Die Einflüsse von veränderlichen und ständigen Basisvariablen auf β bei unterschiedlichen Bezugszeiträumen T soll mit folgender Grenzzustandsgleichung gezeigt werden:

$$R - G - Q = 0 \quad (2.33)$$

R ist zeitinvariant und sei durch eine logarithmische Normalverteilung beschrieben. G sei eine ständige Einwirkung mit einem Variationskoeffizienten $V_G = 0,05$ (Verteilungstyp: Gauß'sche Normalverteilung). Als Nennwert g_k wird der Mittelwert festgelegt. Q ist eine veränderliche Einwirkung und Extremwert-I-verteilt; als Nennwert q_k wird die 99 %-

Fraktile gewählt. Im Bezugszeitraum $T_1 = 1$ Jahr sei $V_Q = 0,10$. Mit dem im Abschnitt 2.3 beschriebenen Verfahren werden zunächst für $\beta_1 = 4,7$ für verschiedene Variationskoeffiziente V_R die zugehörigen Mittelwerte m_R und Wichtungsfaktoren α_R des Widerstandes R bestimmt. Dann werden die Verteilungsparameter von Q auf einen Bezugszeitraum $T_{50} = 50$ Jahre umgerechnet und für die bei T_1 gewählten Variationskoeffiziente V_R und zugehörigen Mittelwerte m_R bei unveränderten Verteilungsparametern von G die Sicherheitsindizes β_{50} errechnet. In Bild 2.4 sind diese β_{50} -Werte über den Wichtungsfaktoren α_R^2 aufgetragen. Der Rechengang ist beispielhaft im Anhang A2 dargestellt.

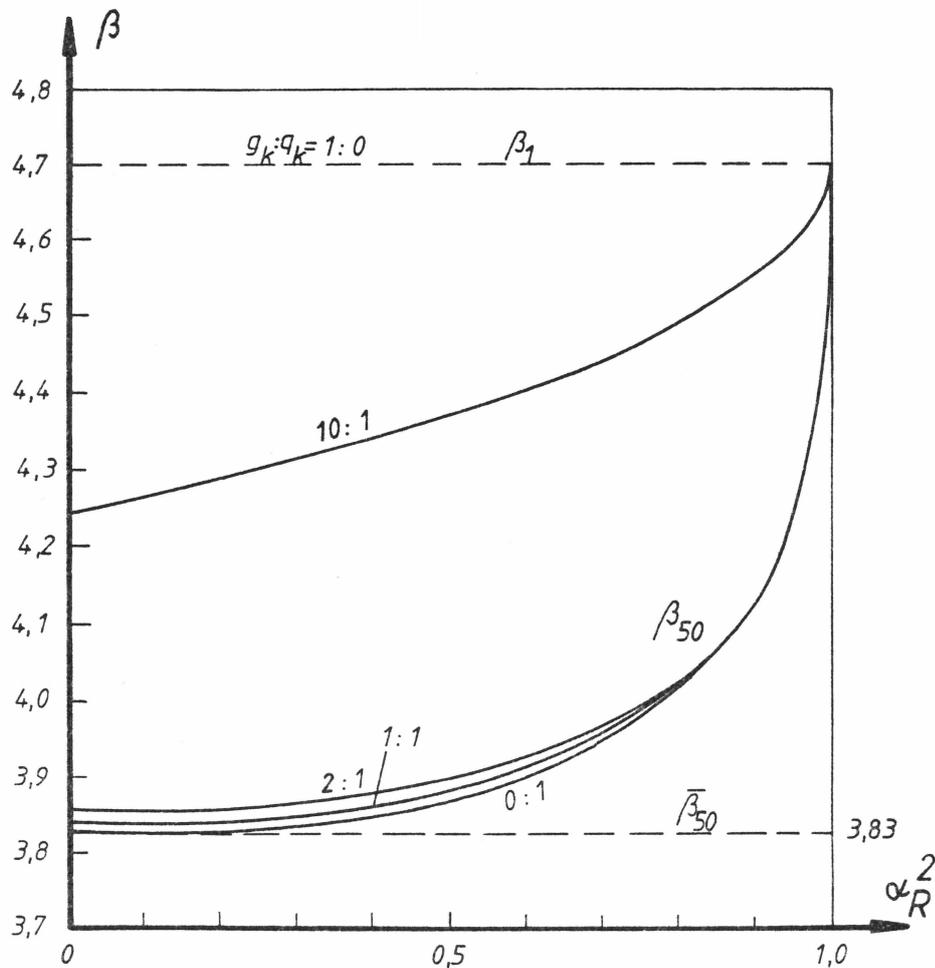


Bild 2.4 Sicherheitsindizes β im Bezugszeitraum
 $T = 1$ Jahr und
 $T = 50$ Jahre

Als Kurvenparameter wurde das Verhältnis der Nennwerte $g_k : q_k$ eingeführt. Bei $q = 0$ ($g_k : q_k = 1 : 0$) ist voraussetzungsgemäß $\beta_{50} = \beta_1$. Streut nur der Widerstand R ($\alpha_R^2 = 1$) muß $\beta_{50} = \beta_1$ sein, da R zeitinvariant ist. Fehlt das Eigengewicht ($g_k : q_k = 0 : 1$) und ist allein die Streuung der Einwirkungen maßgebend ($\alpha_R^2 = 0$) strebt β_{50} einen Grenzwert an.

Dieser Grenzwert ergibt sich aus folgender Überlegung: Das Versagen eines Bauwerks in aufeinanderfolgenden Bezugszeiträumen T sei voneinander unabhängig.

Die Versagenswahrscheinlichkeit p_{f_1} ist in jedem Zeitabschnitt T_1 gleich. Nach dem Multiplikationssatz der Wahrscheinlichkeitstheorie erhält man für den Bezugszeitraum $T_n = n \cdot T_1$ folgende Versagenswahrscheinlichkeit p_{f_n}

$$p_{f_n} = 1 - (1 - p_{f_1})^n \quad (2.34)$$

Aus Gleichung (2.34) mit Gleichung 2.8 folgt der entsprechende Zusammenhang für den Sicherheitsindex β bei verschiedenen Bezugszeiträumen:

$$\beta_n = \Phi^{-1}([\Phi(\beta_1)]^n) \quad (2.35)$$

Aus Bild 2.5 liest man für verschiedene Sicherheitsindizes β_1 und verschiedene Bezugszeitraumverhältnisse T_n/T_1 den Sicherheitsindex β_n ab; für $\beta=4,7$ und $n=50$ ergibt sich $\bar{\beta}_{50}=3,83$.

In Bild 2.4 ist dieser Grenzwert $\bar{\beta}_{50} = 3,83$ eingetragen. Für den Bereich von $\alpha_R^2 = 0$ bis $\alpha_R^2 = 0,65$ sind die Unterschiede zwischen β_{50} und $\bar{\beta}_{50}$ kleiner als $\Delta\beta = 0,1$. In diesem Bereich liegt für $g_k : q_k = 1 : 1$ der Variationskoeffizient V_Q über V_R .

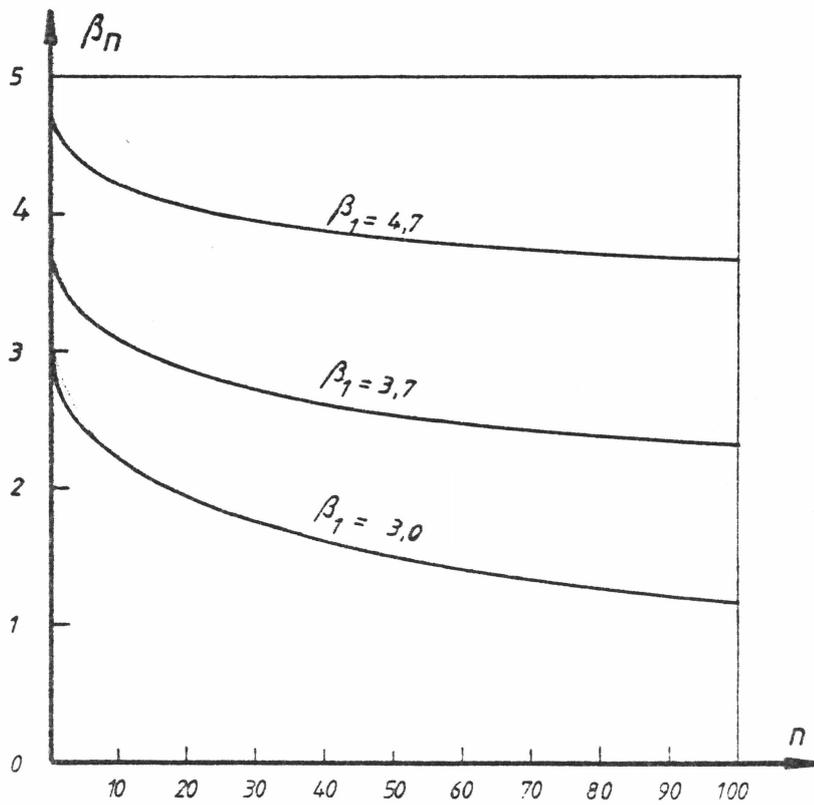
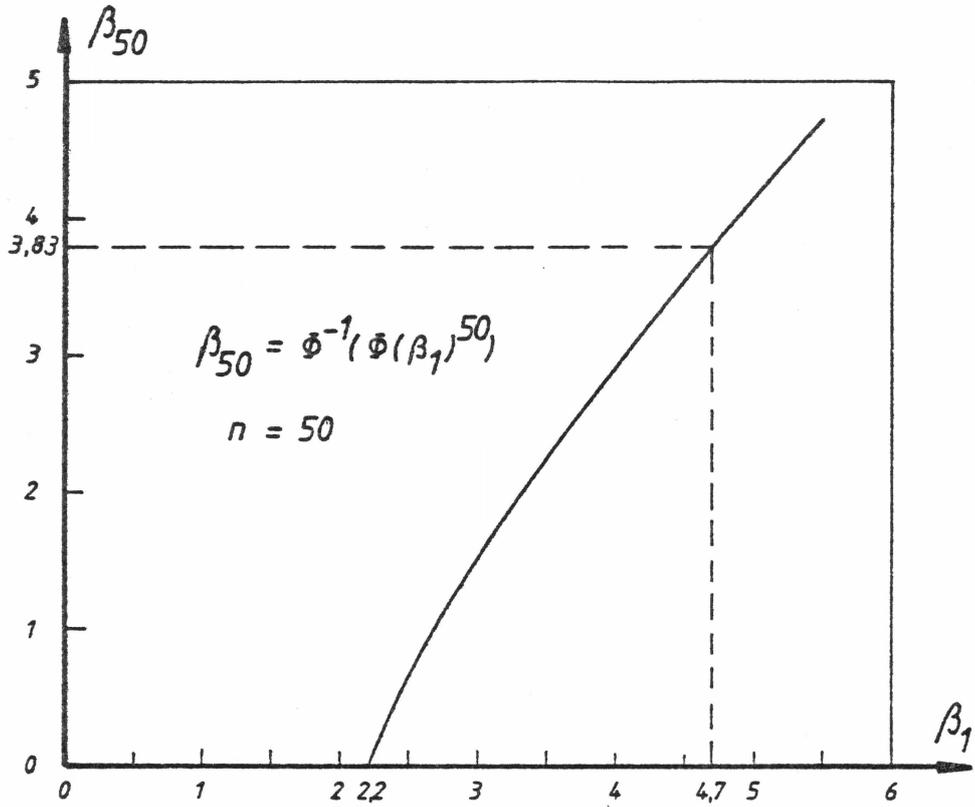


Bild 2.5 Sicherheitsindex β bei unterschiedlichen Bezugszeiträumen T

Die Kurve für Nennwertverhältnisse von $g_k : q_k = 2:1$ zeigt, daß auch bei kleinerem Anteil der veränderlichen Last an der Gesamtlast, deren Variationskoeffizient zudem sehr klein angesetzt wurde, die Unterschiede zwischen β_{50} und $\bar{\beta}_{50}$ vernachlässigbar sind. Das heißt, sind bei einer Bemessung zeitlich veränderliche Einwirkungen zu berücksichtigen, kann der erforderliche Sicherheitsindex bei Veränderung des Bezugszeitraumes mit Gl. (2.35) umgerechnet werden. Hat die veränderliche Einwirkung nicht den größten Wichtungsfaktor (in diesem Beispiel bei $V_Q < V_R$ und $g_k : q_k = 2 : 1$), führt die Umrechnung von β auf unsichere Ergebnisse. Die Umrechnung eines geforderten Sicherheitsindex β auf einen anderen Bezugszeitraum kann bei Kombinationen verschiedener veränderlicher Einwirkungen notwendig sein.

2.4.4 Kombination mehrerer veränderlicher Einwirkungen

Sind beim probabilistischen Nachweis eines Grenzzustandes mehrere veränderliche Einwirkungen zu berücksichtigen, führt die Beschreibung jeder Einwirkung durch die Verteilung ihrer Maxima im betrachteten Bezugszeitraum T zu ungünstigen Ergebnissen, da die Extremwerte aller Einwirkungen nicht gleichzeitig auftreten werden. Ausgehend von Ferry Borges/Castanheta [11] schlägt Ditlevson [12] ein Kombinationsverfahren für veränderliche Einwirkungen vor, das auch in [13] Eingang gefunden hat. Bei diesem Verfahren werden die veränderlichen Lasten durch folgendes Modell beschrieben (Bild 2.6):

- Die Lastintensität q_i bleibt in einem Grundzeitintervall τ_i konstant
- Die Lastintensität q_i im Grundzeitintervall wird durch die Verteilungsfunktion $F_i(q)$ beschrieben
- Es besteht keine Abhängigkeit zwischen benachbarten Grundzeitintervallen (Autokorrelation null)
- Die Auftretenswahrscheinlichkeit von q_i in τ_i ist p_i
- Die Lastwechselzahl r_i errechnet sich aus der Anzahl der Grundzeitintervalle τ_i im Bezugszeitraum T .

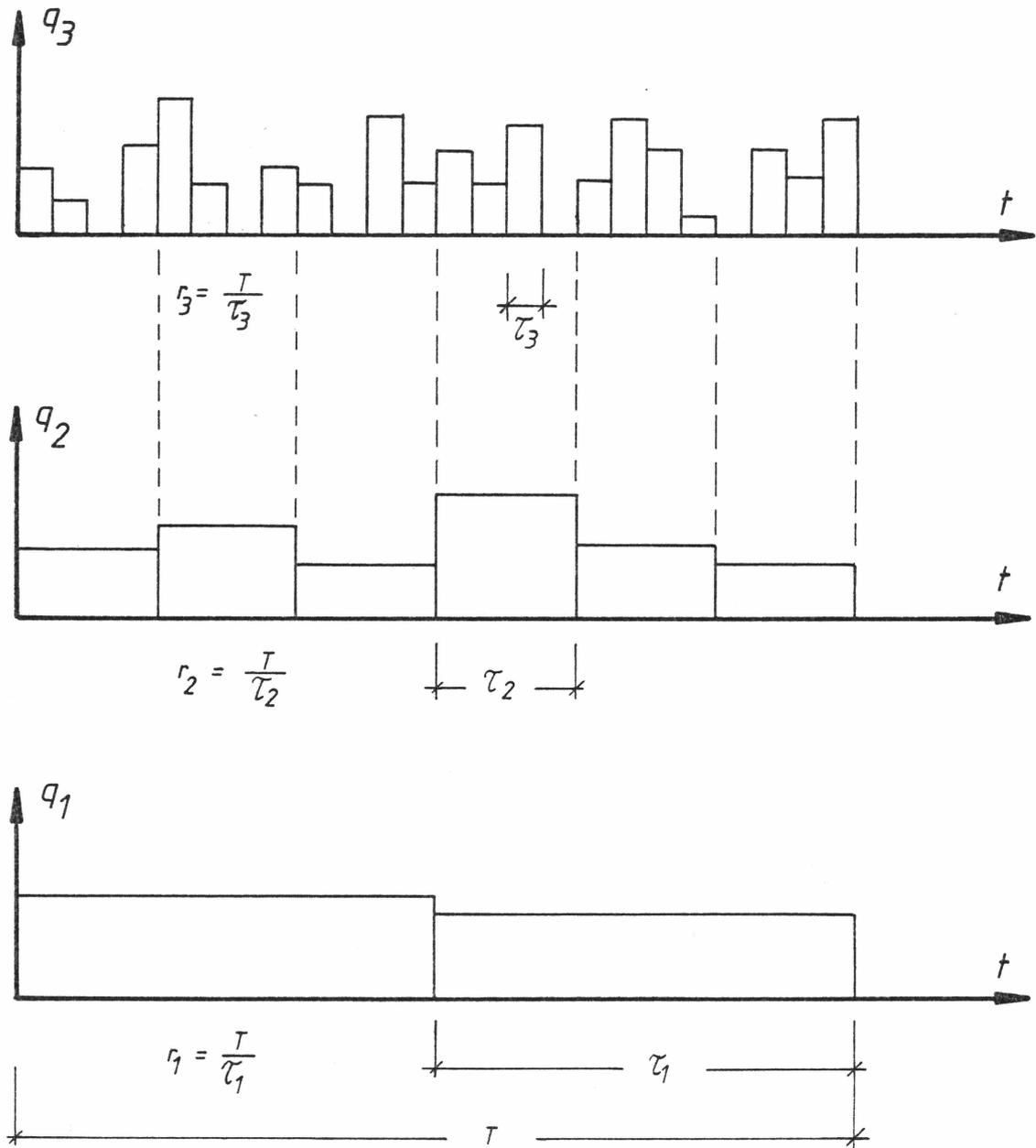


Bild 2.6: Lastkombination bei Rechteckprozessen

Die Verteilungsfunktion der Maxima $F_{i,max}(q_i)$ ergibt sich aus der Anzahl der Lastwechsel r_i und der Verteilungsfunktion $F_i(q_i)$ im Grundzeitintervall τ_i nach dem Multiplikationssatz der Wahrscheinlichkeitsrechnung:

$$F_{i,max}(q_i) = [1 - p_i(1 - F_i(q_i))]^{r_i} \quad (2.36)$$

Die Verteilungsdichte erhält man aus der Ableitung der Verteilungsfunktion nach q_i :

$$f_{i,max}(q_i) = r_i \cdot p_i \cdot f_i(q_i) \cdot [1 - p_i(1 - F_i(q_i))]^{r_i-1} \quad (2.37)$$

Sind von n Basisvariablen l veränderliche Einwirkungen erfordert dieses Kombinationsverfahren l Nachweise gemäß Abschnitt 2.3. Dazu sind zunächst die Einwirkungen so zu ordnen, daß mit aufsteigender Ordnungsnummer i die Lastwechselzahl r_i zunimmt; $r_i \leq r_{i+1}$. Ständige Einwirkungen haben die Lastwechselzahl $r_{1-1} = 1$. Die veränderlichen Einwirkungen sind bei den Nachweisen jeweils durch ihre Extremwertverteilungen nach Gleichung (2.36) mit den Lastwechselzahlen nach Tabelle 1 einzuführen. Diese abgeminderten Lastwechsel-

	Einwirkungs-Nr.	n-1+1	n-1+2	n-1+3	-----	n
	Anzahl der Lastwechsel im Bezugszeitraum T	r_{n-1+1}	r_{n-1+2}	r_{n-1+3}	-----	r_n
1	Lastwechselzahl bei der Kombination	r_{n-1+1}	$\frac{r_{n-1+2}}{r_{n-1+1}}$	$\frac{r_{n-1+3}}{r_{n-1+2}}$		$\frac{r_n}{r_{n-1}}$
2	"	1	r_{n-1+2}	"		"
3	"	1	1	r_{n-1+3}		"
l	"	1	1	1		r_n

Tabelle 2.1 Kombinationsschema

zahlen errechnen sich aus der Anzahl der Lastwechsel der Einwirkung i im Grundzeitintervall τ_{i-1} der Einwirkung $i-1$. Die Kombination mit dem niedrigsten β -Wert ist maßgebend. Der Vorteil des Verfahrens liegt in der einfachen Anwendbarkeit, da es sich mit dem im Abschnitt 2.3 beschriebenen Sicherheitsnachweis vollziehen läßt. Es berücksichtigt sowohl die Tatsache, daß nicht alle Lasten gleichzeitig ihre Extremwerte im Bezugszeitraum annehmen werden, als auch die Möglichkeit, daß sich Lastspitzen verschiedener veränderlicher Einwirkungen überlagern können. Nachteilig ist jedoch, daß zur Ermittlung der Zuverlässigkeit 1 Nachweise zu führen sind.

Aufbauend auf dem Kombinationsverfahren nach Bild 2.6 und Tabelle 1 stellen Rackwitz/Fießler [14] ein Kombinationsverfahren vor, bei dem nur ein Nachweis zu führen ist. Es berücksichtigt alle veränderlichen Einwirkungen mit ihren nach dem Streuungseinfluß gewichteten Extremwerten im Bezugszeitraum T . Sie erweitern den Iterationsalgorithmus gemäß Abschnitt 2.3. Dieses Verfahren eignet sich zur Überprüfung von vereinfachten Kombinationsvorschriften und wurde zu diesem Zweck programmiert. Die Grundlagen werden deshalb im folgenden erläutert.

Die Basisvariablen X werden so geordnet, daß mit größerer Lastwechselzahl r_i im Bezugszeitraum die Ordnungsnummer i zunimmt. Jede Basisvariable X_i wird durch ihre Verteilungsfunktion $F(x)$ mit den Verteilungsparametern im Grundzeitintervall τ_i , ihrer Auftretenswahrscheinlichkeit p_i und ihrer Lastwechselzahl r_i beschrieben. Für alle Basisvariablen X_i werden zuerst an geschätzten Bemessungswerten die partiellen Ableitungen $\frac{\delta g}{\delta X_i}$ der Bemessungsgleichung $g(X_1, \dots, X_n)$ nach X_i gebildet und bei nicht normalverteilter Grundverteilung die Verteilungsparameter m'_{X_i} und σ'_{X_i} der angepaßten Normalverteilung gemäß Abschnitt 2.3.2ⁱ ermittelt. Ausgehend von der Basisvariable X_n wird eine neue Variable

$$Z_n = \frac{\delta g}{\delta X_n} X_n \quad (2.38)$$

mit dem Mittelwert

$$m_{Z_n} = \frac{\delta g}{\delta X_n} m'_{X_n} \quad (2.39)$$

der Standardabweichung

$$\sigma_{Z_n} = \sqrt{\left(\frac{\delta g}{\delta X_n} \sigma'_{X_n}\right)^2} \quad (2.40)$$

und dem Bemessungswert

$$z_n^* = \frac{\delta g}{\delta X_n} x_n^* \quad (2.41)$$

definiert. Danach wird die Extremwertverteilung $F_{\max}(z_n^*)$ gemäß Gleichung (2.42) ermittelt, die auf das Grundzeitintervall der Basisvariable X_{n-1} zu beziehen ist. Da die partiellen Ableitungen der Bemessungsgleichung für Einwirkungen in der Regel negativ sind, ist die Extremwertverteilung der abgeleiteten Variable Z_n für Kleinstwerte zu bilden.

$$F_{\max}(z_n^*) = 1 - [1 - p_n F(z_n^*)]^k \quad (2.42)$$

mit $k = \frac{r_n}{r_{n-1}}$

Die Extremwertverteilung F_{\max} wird im Bemessungspunkt z_n^* durch eine Normalverteilung mit Mittelwert m_{Z_n} und Standardabweichung σ'_{Z_n} angepaßt. (Siehe Abschnitt 2.3.2). Die dazu notwendige Verteilungsdichte der Extremwertverteilung wird durch Ableitung von Gl. (2.42) nach Z_n gefunden. Die Variablen Z_n und X_{n-1} sind nun auf den gleichen Zeitraum

Z_{n-1} bezogen und können zu einer neuen Variable Z_{n-1} kombiniert werden (Gln. 2.43 - 2.46).

$$Z_{n-1} = Z_n + \frac{\delta g}{\delta X_{n-1}} X_{n-1} \quad (2.43)$$

$$m_{Z_{n-1}} = m_{Z_n}' + \frac{\delta g}{\delta X_{n-1}} m_{X_{n-1}}' \quad (2.44)$$

$$\sigma_{Z_{n-1}} = \sqrt{\sigma_{Z_n}'^2 + \left(\frac{\delta g}{\delta X_{n-1}} \sigma_{X_{n-1}}'\right)^2} \quad (2.45)$$

$$z_{n-1}^* = z_n^* + \frac{\delta g}{\delta X_{n-1}} x_{n-1}^* \quad (2.46)$$

Dann wird die Extremwertverteilung für Z_{n-1} gebildet, und diese mit der Variable X_{n-2} kombiniert. Dieses Verfahren wird bis zur Basisvariable X_1 fortgeführt. Man erhält die Variable Z_1 .

$$z_1^* = \sum_{i=1}^n \frac{\delta g}{\delta X_i} x_i^* \quad (2.47)$$

mit dem Mittelwert m_{Z_1} , der Standardabweichung σ_{Z_1} und dem Bemessungswert z_1^* (Gl. 2.47). Aus diesen Größen errechnet sich im 1. Iterationsschritt analog Gl. (2.23) der Sicherheitsindex

$$\beta = \frac{g(x_1^*, \dots, x_n^*) + m_{Z_1} - z_1^*}{\sigma_{Z_1}} \quad (2.48)$$

Die Variable Z_1 umfaßt die Basisvariable X_1 und die Variable Z_2 . Gemäß Gl. (2.22) lauten die Wichtungsfaktoren für X_1 und Z_2 :

$$\alpha_{X_1} = \frac{\frac{\delta q}{\delta X_1} G'_{X_1}}{G_{Z_1}} \quad (2.49)$$

$$\alpha_{Z_2} = \frac{G'_{Z_2}}{G_{Z_1}} \quad (2.50)$$

Die neuen Bemessungswerte ergeben sich entsprechend Gl. (2.25):

$$x_1^* = m'_{X_1} - \alpha_{X_1} \beta G'_{X_1} \quad (2.51)$$

$$z_2^* = m'_{Z_2} - \alpha_{Z_2} \beta G'_{Z_2} \quad (2.52)$$

Die Variable Z_2 wurde aus der Basisvariable X_2 und der Variable Z_3 gebildet. Für diese beiden Variablen sind aus z_2^* ein abgeminderter Sicherheitsindex β_2

$$\beta_2 = \frac{m_{Z_2} - z_2^*}{G_{Z_2}} \quad (2.53)$$

und neue Bemessungswerte zu errechnen. Diese Prozedur wird bis zur Basisvariable X_n fortgesetzt. Mit den neuen Bemessungswerten x_i^* wird der nächste Iterationsschritt begonnen. Die Iteration wird bei Konvergenz der β -Werte abgebrochen.

Zeitlich veränderliche Einwirkungen, die sich günstig auf den untersuchten Grenzzustand auswirken, sind entweder nur durch ihre Grundverteilungen einzuführen oder sinnvollerweise nicht zu berücksichtigen.

Vergleichsrechnungen haben gezeigt, daß bei stark dominierendem Streuungseinfluß einer veränderlichen Einwirkung mit dem Verfahren nach [14] und dem Kombinationsverfahren nach Tabelle 1 gleiche Sicherheitsbeiwerte β erzielt werden. Sind jedoch die Wichtungsfaktoren zweier veränderlicher Einwirkungen gleich, ergeben sich nach [14] geringere β -Werte, da jede veränderliche Einwirkung mit ihren Extremwerten im Bezugszeitraum T gewichtet berücksichtigt wird. Fehlen bei einem Nachweis veränderliche Einwirkungen, ergeben das Verfahren von Rackwitz/Fießler [14] und das in Abschnitt 2.3 angeführte Verfahren identische Ergebnisse. Das Kombinationsverfahren [14] eignet sich gut, vereinfachte Kombinationsanweisungen für die Baupraxis zu überprüfen.

Wen [15] erweitert die Voraussetzungen des einfachen Rechteck-Lastprozesses gemäß Bild 2.6 auf zufällige Auftretenszeitpunkte der Laständerung und auf zufällige Einwirkungsdauern. Es gelingt ihm, für Summen von veränderlichen Variablen die Extremwertverteilung der resultierenden Variable anzugeben. Dabei wird die Auftretensrate Poisson-verteilt angesetzt. Da jedoch nichtlineare Kombinationen von veränderlichen Lasten nicht berücksichtigt werden können und statistische Auswertungen von Auftretensraten und Einwirkungsdauern der Lasten nur sehr begrenzt vorliegen oder fehlen, erscheint für Zuverlässigkeitsermittlungen von wirklichkeitsnahen Grenzzuständen das Verfahren noch nicht anwendbar. Stellvertretend für weitere Arbeiten auf dem Gebiet der Lastkombination sei Madson [16] angeführt, der Abschätzungen über die Überschreitung des sicheren Bereichs verschiedener Lastprozesse und Lastkombinationen zusammenstellt. Dabei werden jedoch die widerstehenden Größen als nichtstreuend angesetzt.

Angesichts der nur beschränkt verfügbaren statistischen Daten für Einwirkungen, ist die Anwendung von verfeinerten Methoden zur Kombination von Lasten wenig sinnvoll, da die Unsicherheiten bei der Beschreibungen der Basisvariablen die Genauigkeit von verfeinerten Lastkombinationen überdeckt.

3. Sicherheitselemente für die praktische Bemessung

3.1 Definition und Wahl der Sicherheitselemente

Das Ziel jeder Bemessung besteht im Nachweis, daß der untersuchte Grenzzustand mit vorgegebener Zuverlässigkeit (Sicherheitsindex β) eingehalten wird. Dazu sind gemäß Abschnitt 2 die Bemessungswerte x_i^* der den Grenzzustand kennzeichnenden Basisvariablen X_i iterativ zu bestimmen. Zur Begrenzung des numerischen Aufwandes ist es sinnvoll, die Abweichungen weniger streuender Basisvariablen wie Abmessungen bei den Lasten oder Festigkeiten zu erfassen. Die Abmessungen werden dann nur als deterministische Größen beim Nachweis berücksichtigt. Die Bemessungswerte x_i^* werden zweckmäßigerweise durch Sicherheitselemente und in Last- und Bemessungsnormen festgelegte Nennwerte x_{ik} (charakteristische Werte [1]) ausgedrückt.

Bei Basisvariablen X_i , deren Variationskoeffizienten $V_{Xi} = \frac{\sigma_{Xi}}{m_{Xi}}$ von den Mittelwerten m_{Xi} unabhängig sind, wird im Regelfall als Sicherheitselement der Teilsicherheitsbeiwert γ_i maßgebend;

$$\gamma_{mi} = \frac{x_{ik}}{x_i^*} \quad \text{für Widerstände} \quad (3.1)$$

$$\gamma_{fi} = \frac{x_i^*}{x_{ik}} \quad \text{für Einwirkungen} \quad (3.2)$$

Ist die Standardabweichung vom Mittelwert unabhängig, können additive Sicherheitselemente δ_i gewählt werden

$$\delta_{mi} = x_{ik} - x_i^* \quad \text{für Widerstände} \quad (3.3)$$

$$\delta_{fi} = x_i^* - x_{ik} \quad \text{für Einwirkungen} \quad (3.4)$$

Die Einführung von additiven Sicherheitselementen ist besonders sinnvoll bei Basisvariablen, deren Mittelwert null ist. Solche können zum Beispiel Lotabweichungen von Stützen oder die Schnittgröße im Momenten- oder Querkraftnullpunkt sein, die aus Differenzen von gleich großen Zahlen resultiert.

Bei Kombinationen von veränderlichen Einwirkungen sind zur Berücksichtigung der Wahrscheinlichkeit, daß nicht alle Einwirkungen mit ihren Extremwerten gleichzeitig auftreten, Kombinationsbeiwerte $\gamma_{0,i}$ einzuführen.

Sind wie bei Kriech- und Schwindproblemen auch ständig wirkende Anteile der veränderlichen Einwirkungen zur Bemessung eines Bauteils maßgebend, können diese Anteile durch Multiplikation der Bemessungswerte mit Kombinationsbeiwerten $\gamma_{1,i}$ erfaßt werden.

3.2 Sicherheitsniveau

Die Zuverlässigkeit eines Bauwerks hängt sowohl von statistischen Abweichungen der Belastungen, der Abmessungen, der Festigkeit und des verwendeten mechanischen Modells als auch von groben Fehlern oder Irrtümern bei der Planung, Ausführung und Nutzung ab. Die Bemessung kann nur den erstgenannten Anteil beeinflussen. Den Fehlern und Irrtümern kann mit wirksamen Kontroll- und Überwachungsmaßnahmen begegnet werden. Mit dieser Thematik befaßt sich z.B. [17]. Sie wird hier nicht weiterverfolgt.

Mit dem in Abschnitt 2 vorgestellten Verfahren kann die operative Versagenswahrscheinlichkeit p_f , die durch die Bemessung beeinflussbar ist, ermittelt werden. Über Gl. (2.8) ist p_f mit dem Sicherheitsindex β verknüpft. Den operativen Charakter von β verdeutlichen Vergleichsrechnungen in [18].

Die Wahl des erforderlichen Sicherheitsindex β hängt von der Art des untersuchten Grenzzustandes ab. Bei Grenzzuständen der Tragfähigkeit sind höhere Anforderungen als bei Gebrauchsfähigkeitsproblemen zu fordern. Weiterhin sind die β -Werte nach der Bedeutung des Bauwerks und nach den Kosten für Errichtung und Schadensfolgen in Relation zum geforderten Zuverlässigkeitsniveau abzustufen. Gemäß diesen Kriterien sind in Tabelle 1 in [1] für den Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit und der Tragfähigkeit je drei Sicherheitsklassen angegeben. Im Regelfall ist die Sicherheitsklasse 2 maßgebend. Bei größeren Anforderungen an die Zuverlässigkeit ist Klasse 3 zu wählen, andernfalls Sicherheitsklasse 1.

Die zahlenmäßige Festlegung der β -Werte hängt wie in Abschnitt 2.4.3 gezeigt vom Bezugszeitraum ab. Nur bei überwiegendem Einfluß veränderlicher Einwirkungen ist eine äquivalente Umrechnung von β auf andere Bezugszeiträume möglich. Um für alle Bemessungssituationen, auch bei denen vorwiegend zeitinvariante Basisvariable maßgebend sind, das gleiche Zuverlässigkeitsniveau zu fordern, sollten die β -Werte auf einen relativ kurzen Bezugszeitraum T bezogen werden. Andernfalls wären für zeitvariante und zeitinvariante Grenzzustände unterschiedliche β -Werte einzuführen. Dies würde in der Regel zwei Nachweise erforderlich machen. Deshalb wird hier als Bezugszeitraum wie in [1,19] $T = 1$ Jahr gewählt, da auch mit dieser Festlegung und den β -Werten nach [1] die Nennwerte der Lasten an derzeitige Lastnormen anschließen. Für die Sicherheitsklasse 2 sieht [1] für den Grenzzustand der Tragfähigkeit bzw. Gebrauchsfähigkeit $\beta = 4,7$ bzw. $\beta = 3,0$ vor. Für die anderen Sicherheitsklassen ist β jeweils um 0,5 zu erhöhen oder zu vermindern. Die β -Werte der mittleren Sicherheitsklasse werden im weiteren zugrunde gelegt.

3.3 Vereinfachte Bestimmung der Bemessungswerte

Die Bemessungswerte x_i^* gemäß Abschnitt 2 ergeben sich für beliebige Verteilungen F_{X_i} aus den Gleichungen (2.25) und (2.26) zu

$$x_i^* = F_{X_i}^{-1}[\Phi(-\alpha_i/\beta)] \quad (3.5)$$

Bei der Bemessung eines Grenzzustandes für ein vorgegebenes β sind die Bemessungswerte x_i^* und ein freier Parameter so zu bestimmen, daß die Grenzzustandsgleichung erfüllt ist. Dabei sind in Gleichung (3.5) nur die Wichtungsfaktoren α_i unbekannt. Sie müssen bei jeder Bemessung in der Regel durch Iteration neu errechnet werden. Bei komplexeren Bemessungsaufgaben wächst der Aufwand zu ihrer Ermittlung stark an, so daß für die praktische Anwendung Vereinfachungen notwendig werden.

Nach [4,8] können für übliche baupraktische Bemessungsaufgaben feste Wichtungsfaktoren so angegeben werden, daß der angezielte Sicherheitsindex β vorgegebene Grenzwerte nicht unterschreitet. Ausgehend von der einfachen Bemessungsgleichung (2.1) erkennt man aus Bild 2.2, daß die Wichtungsfaktoren α_R und α_S bei vorgegebenem β von dem Verhältnis der Standardabweichung σ_S/σ_R abhängen. Bei mehr als zwei Basisvariablen ist es zweckmäßig die Basisvariablen nach ihren günstigen und ungünstigen Einflüssen auf den Grenzzustand zu einem resultierenden Widerstand R und einer resultierenden Einwirkung S zusammenzufassen. Die Standardabweichung von R bzw. S hängt von den im Bemessungspunkt angepassten Standardabweichungen σ_{R_i}' bzw. σ_{S_i}' der Basisvariablen R_i bzw. S_i ab.

$$\sigma_R = \sqrt{\sum_{i=1}^m \left(\frac{\delta g}{\delta R_i} \cdot \sigma_{R_i}' \right)^2} \quad (3.6)$$

$$\sigma_S = \sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{\delta g}{\delta S_i} \cdot \sigma_{S_i}' \right)^2} \quad (3.7)$$

Einem Vorschlag von Hosser [8] folgend, wird mit festen globalen Wichtungsfaktoren $\tilde{\alpha}_R$ und $\tilde{\alpha}_S$ (Gln. 3.8 - 3.9) ein minimal zulässiger Sicherheitsindex $\min \beta$ für R und S eingehalten, wenn das Verhältnis der Standardabweichungen σ_S/σ_R zwischen $\min(\sigma_S/\sigma_R)$ und $\max(\sigma_S/\sigma_R)$ liegt (Bild 3.1).

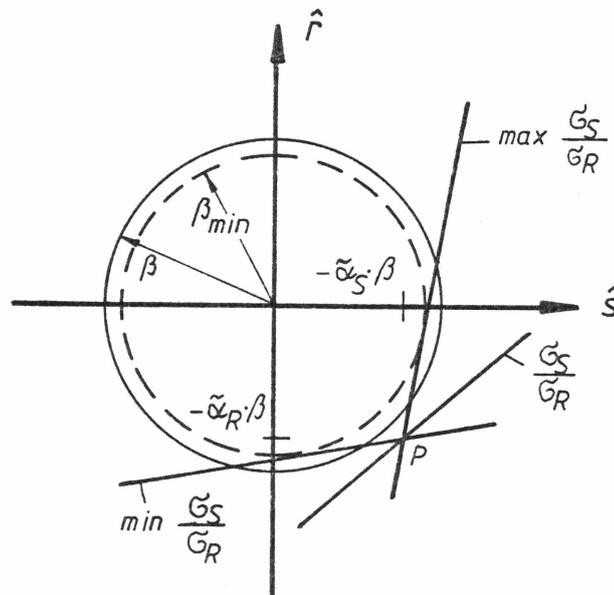


Bild 3.1: Globale Wichtungsfaktoren $\tilde{\alpha}_R$ und $\tilde{\alpha}_S$ im \hat{r} - \hat{s} -System

$$\tilde{\alpha}_S = - \frac{\min \beta}{\beta} \frac{\sqrt{1 + \left(\max \frac{\sigma_S}{\sigma_R} \right)^2} - \sqrt{1 - \left(\min \frac{\sigma_S}{\sigma_R} \right)^2}}{\max \frac{\sigma_S}{\sigma_R} - \min \frac{\sigma_S}{\sigma_R}} \quad (3.8)$$

$$\tilde{\alpha}_R = \frac{\min \beta}{\beta} \cdot \sqrt{1 + \left(\min \frac{\sigma_S}{\sigma_R} \right)^2} + \tilde{\alpha}_S \min \frac{\sigma_S}{\sigma_R} \quad (3.9)$$

Die Wichtungsfaktoren α_R und α_S beziehen sich auf den angezielten β -Wert. Als Größtwert bei mittleren Verhältnissen von σ_S/σ_R tritt $\max \beta = \beta \cdot \sqrt{\alpha_R^2 + \alpha_S^2}$ auf. In [1] werden für diese Wichtungsfaktoren $\alpha_R = 0,8$ und $\alpha_S = -0,7$ und als zulässige Unterschreitung des angestrebten Sicherheitsindex $\Delta\beta = 0,5$ angegeben. Daraus resultieren für die verschiedenen Sicherheitsklassen nach [1] folgende Grenzverhältnisse (Tabelle 3.1).

Klasse	Tragfähigkeit			Gebrauchsfähigkeit		
	β	$\min(\sigma_S/\sigma_R)$	$\max(\sigma_S/\sigma_R)$	β	$\min(\sigma_S/\sigma_R)$	$\max(\sigma_S/\sigma_R)$
1	4,2	0,13	3,79	2,5	0,00	7,46
2	4,7	0,15	3,48	3,0	0,05	5,43
3	5,2	0,17	3,25	3,5	0,08	4,49

Tabelle 3.1 Grenzverhältnisse der Standardabweichungen σ_S/σ_R
($\max \beta = \beta \cdot 1,06$)

Bei steigendem β und bei näherungsweise konstanten α_i - Werten erhöht sich das Verhältnis σ_S/σ_R , da bei nichtnormalverteilten Einwirkungen die angepassten Standardabweichungen σ'_{Si} steigen und bei lognormalverteilten Widerständen die σ'_{Ri} abnehmen (Bild 3.2).

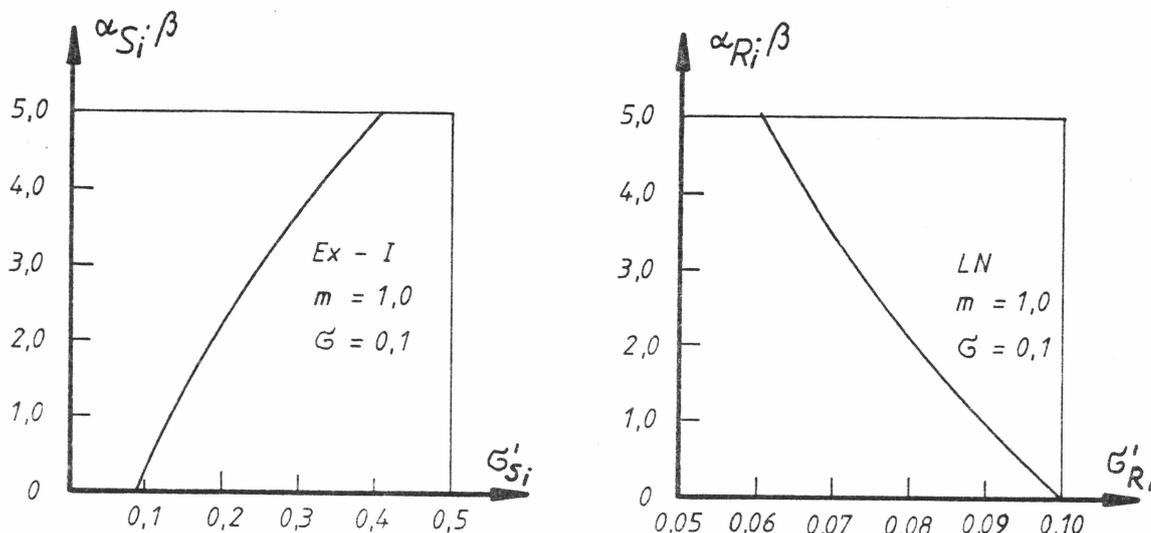


Bild 3.2 Einfluß der Bemessungsfraktile Φ ($\alpha \cdot \beta$) auf die angepasste Standardabweichung

Dieser Tendenz folgen die minimalen Grenzverhältnisse bei konstanten $\tilde{\alpha}_R$ - und $\tilde{\alpha}_S$ -Werten, die maximalen jedoch nicht. Die in [8] angegebenen Grenzverhältnisse ($\min(\sigma_S/\sigma_R) = 0,14$ und $\max(\sigma_S/\sigma_R) = 3,15$) bei $\beta = 5,2$ werden mit diesen globalen Wichtungsfaktoren abgedeckt. Bei probabilistischen Bemessungen von Stahlbetonschornsteinen [18] wurden jedoch Verhältnisse $\sigma_S/\sigma_R > 10$ festgestellt, da deren Zuverlässigkeit überwiegend durch die Einwirkungsseite bestimmt wird (für Wind $\alpha \approx 1,0$). Es erscheint nicht sinnvoll, die Wichtungsfaktoren auch für solche Bauwerke auszulegen, da dann der maximal auftretende Sicherheitsindex $\max \beta$ 13 % über dem angestrebten β liegt ($\tilde{\alpha}_R = 0,8, \tilde{\alpha}_S = -0,8$).

Die Auswirkungen der gemäß [1] festgelegten globalen Wichtungsfaktoren auf den vorhandenen Sicherheitsindex werden in Abschnitt 5 überprüft.

Läßt sich die Bemessungsgleichung mit Einzelfunktionen g_R und g_S für einen resultierenden Widerstand R und eine resultierende Einwirkung S darstellen

$$Z = g_R(R_1, \dots, R_m) - g_S(S_1, \dots, S_n), \quad (3.10)$$

lassen sich mit Hilfe der globalen Wichtungsfaktoren $\tilde{\alpha}_R$ und $\tilde{\alpha}_S$ die Einzelfunktionen getrennt für einen reduzierten Sicherheitsindex $\tilde{\alpha}_R \cdot \beta$ und $\tilde{\alpha}_S \cdot \beta$ nachweisen. Bei mehr als einer einwirkenden bzw. widerstehenden Basisvariable können zum globalen Wichtungsfaktor $\tilde{\alpha}_R$ bzw. $\tilde{\alpha}_S$ zusätzliche Wichtungsfaktoren

$$\alpha_{R_i} = \frac{|\frac{\delta g}{\delta R_i} \sigma_{R_i}'|}{\sigma_R} \quad (3.11a)$$

bzw.

$$\alpha_{S_i} = \frac{|\frac{\delta g}{\delta S_i} \sigma_{S_i}'|}{\sigma_S} \quad (3.11b)$$

eingeführt werden. Nach [4] ergeben sich ohne Iteration sichere Bemessungswerte, wenn vereinfachend der einwirkenden bzw. widerstehenden Basisvariable mit dem größten Streuungseinfluß

$$\alpha_{R_1} = \alpha_{S_1} = 1,0 \quad (3.12a)$$

allen anderen

$$\alpha_{R_i} = \alpha_{S_i} = 0,4 \quad (3.12b)$$

zugewiesen wird.

Die Bemessungswerte lauten damit

$$r_i^* = F_{R_i}^{-1} [\Phi(-\alpha_{R_i} \tilde{\alpha}_R \beta)] \quad (3.13a)$$

$$s_i^* = F_{S_i}^{-1} [\Phi(-\alpha_{S_i} \tilde{\alpha}_S \beta)] \quad (3.13b)$$

Die Bemessung ist dann mit wechselnden Wichtungsfaktoren für die Basisvariablen durchzuführen.

3.4 Sicherheitselemente für Festigkeiten

Bei Widerständen R_i lautet der globale Wichtungsfaktor $\tilde{\alpha}_R = 0,8$. Festigkeiten werden in der Regel durch logarithmische Normalverteilungen beschrieben, da dieser Verteilungstyp nur für positive Werte definiert ist. Für die Festigkeit mit dem größten Einfluß ergibt sich als Bemessungswert

$$r_i^* = m_{R_i} \exp(-0,8 \cdot 1,0 \cdot \beta \cdot G_{R_i}^{LN} - 0,5 \cdot G_{R_i}^{LN^2}) \quad (3.14a)$$

mit dem Verteilungsparameter

$$\sigma_{R_i}^{LN} = \sqrt{\ln(V_{R_i}^2 + 1)} \quad (3.14b)$$

Für kleine Variationskoeffiziente gilt näherungsweise

$$\sigma_{R_i}^{LN} = V_{R_i} \quad (3.15)$$

Der Nennwert errechnet sich für eine p%-Fraktile zu

$$r_{ik} = m_{R_i} \exp\left(\Phi\left(\frac{p}{100}\right) \sigma_{R_i}^{LN} - 0,5 \sigma_{R_i}^{LN^2}\right) \quad (3.16)$$

Für Festigkeiten wird in der Regel die 5%-Fraktile als Nennwert definiert. Damit lautet der Teilsicherheitsbeiwert γ_{mi}

$$\gamma_{mi} = \frac{r_{ik}}{r_i^*} = \exp\left[(0,8 \cdot \beta - 1,645) \sigma_{R_i}^{LN}\right] \quad (3.17)$$

Für Widerstände, die nicht den größten Streuungseinfluß haben, errechnet sich der Bemessungswert mit dem Wichtungsfaktor $\alpha_{Ri} = 0,4$ zu

$$r_i^* = m_{R_i} \exp\left(-0,8 \cdot 0,4 \cdot \beta \cdot \sigma_{R_i}^{LN} - 0,5 \cdot \sigma_{R_i}^{LN^2}\right) \quad (3.18)$$

Nach DIN 1045 [20] sind die Festigkeiten als 5%-Fraktile einer Normalverteilung definiert. Damit lautet der Teilsicherheitsbeiwert γ_{mi} für die Festigkeit mit dem größten Streuungseinfluß ($\alpha_{Ri} = 1,0$)

$$\gamma_{mi} = \frac{1 - 1,645 \cdot V_{R_i}}{\exp\left(-0,8 \cdot \beta \cdot \sigma_{R_i}^{LN} - 0,5 \cdot \sigma_{R_i}^{LN^2}\right)} \quad (3.19)$$

Aus Bild 3.3 kann der erforderliche Teilsicherheitsbeiwert (Gl.3.19) in Abhängigkeit vom Variationskoeffizienten und vom Sicherheitsindex β abgelesen werden.

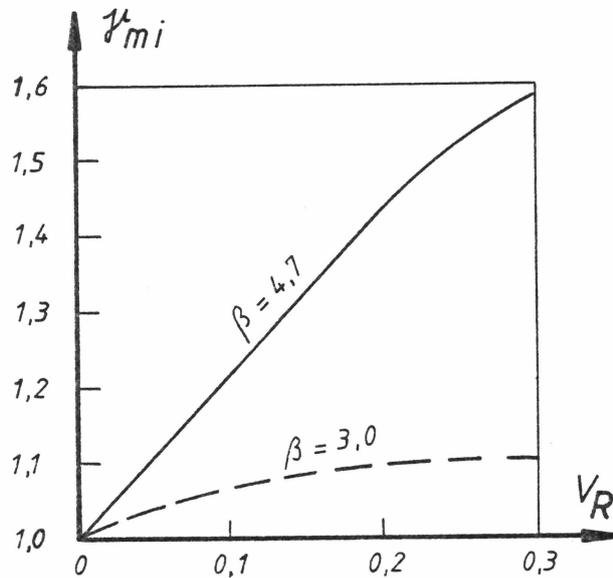


Bild 3.3 Teilsicherheitsbeiwerte für Festigkeiten im Grenzzustand der Tragfähigkeit bzw. Gebrauchsfähigkeit

Für die Betonprismenfestigkeit β_p mit $V_{\beta p} < 0,20$ liest man für $\beta = 4,7$ bzw. $3,0$ $\gamma_{\beta p} = 1,4$ bzw. $1,1$ ab, je nach Grenzzustand. Die Teilsicherheitsbeiwerte für Betonstahl ergeben sich mit $V_{\beta s} < 0,10$ zu $\gamma_{\beta s} = 1,20$ bzw. $1,07$.

3.5 Sicherheitselemente für Einwirkungen

Die resultierende Einwirkung setzt sich in der Regel aus normalverteilten ständigen Einwirkungen und Extremwert-I-verteiltern veränderlichen Einwirkungen zusammen. Für sie gilt der globale Wichtungsfaktor $\alpha_G = -0,7$. Für eine ständige Einwirkung G mit größtem Streuungseinfluß ergibt sich der Bemessungswert bei ungünstiger Wirkung auf den Grenzzustand zu

$$g^* = m_G (1 + 0,7 \cdot \beta \cdot V_G) \quad (3.20)$$

und bei günstiger Wirkung (Widerstand)

$$g^* = m_G (1 - 0,8 \beta V_G) \quad (3.21)$$

Wird der Nennwert g_k als Fraktile der Normalverteilung mit dem Fraktilfaktor k^N definiert

$$g_k = m_G (1 \pm k^N \cdot V_G) \quad (3.22)$$

errechnet sich ein Teilsicherheitsbeiwert γ_f^G bei ungünstiger Wirkung zu

$$\gamma_f^G = \frac{g^*}{g_k} = \frac{1 + 0,7\beta V_G}{1 + k^N V_G} \quad (3.23)$$

und bei günstiger Wirkung

$$\gamma_f^G = \frac{g^*}{g_k} = \frac{1 - 0,8\beta V_G}{1 - k^N V_G} \quad (3.24)$$

Für verschiedene Nennwertfraktilen kann aus Bild 3.4 der Teilsicherheitsbeiwert γ_f^G abgelesen werden.

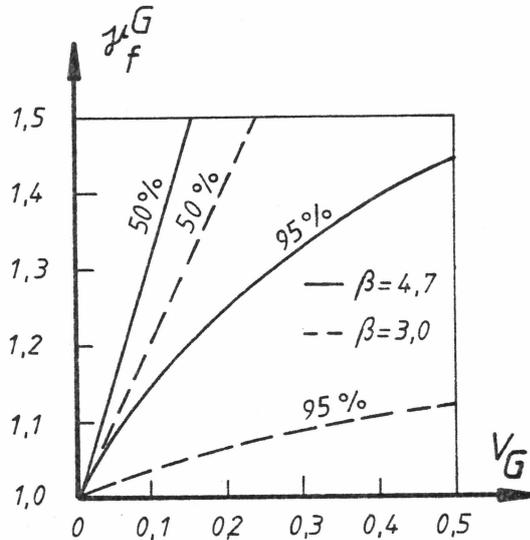


Bild 3.4 Teilsicherheitsbeiwerte γ_f^G für ständige Einwirkungen

In [1] wurden für ständige Einwirkungen im Grenzzustand der Tragfähigkeit $\gamma_f^G = 1,3$ und im Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit $\gamma_f^G = 1,1$ gewählt. Als Nennwerte sind für den Regelfall $V_G < 0,1$ der Mittelwert, ansonsten die 95 %-Fraktile festgelegt. Für den Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit ($\beta = 3,0$) liegen diese Festlegungen für Variationskoeffizienten V_G zwischen 0,05 und 0,1 auf der unsicheren Seite.

Hat eine ständige Einwirkung nicht den größten Streuungseinfluß, kann der Bemessungswert g^* mit dem zusätzlichen Wichtungsfaktor $\alpha_{Si} = 0,4$ abgemindert werden. Im Regelfall ($V_G < 0,1$) ist $g_k = m_G$. Der Teilsicherheitsbeiwert bei ungünstiger Wirkung lautet

$$\gamma_f^G = 1 + 0,7 \cdot 0,4 \cdot \beta \cdot V_G \quad (3.25)$$

Für $\beta = 4,7$ (3,0) wird für $V_G < 0,1$ der Teilsicherheitsbeiwert $\gamma_f^G < 1,13$ (1,08).

Bei günstiger Wirkung ergibt sich analog

$$\gamma_f^G = 1 - 0,8 \cdot 0,4 \cdot \beta \cdot V_G \quad (3.26)$$

und zahlenmäßig bei $\beta = 4,7$ (3,0) und $V_G < 0,1$

$$\gamma_f^G > 0,85 \text{ (0,90)}.$$

In [1] sind bei ungünstiger Wirkung der ständigen Einwirkungen keine Abminderungen vorgesehen. Bei günstiger Wirkung wurde $\gamma_f^G = 0,9$ festgelegt.

Für veränderliche Einwirkungen Q , die Extremwert-I-verteilt sind (Gl. 2.29) und den größten Streuungseinfluß haben, gelten die folgenden Beziehungen

$$q^* = m_Q \left[1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln \Phi(0,7\beta)]) \right] \quad (3.27)$$

$$q_k = m_Q \left[1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln(\frac{P}{100})]) \right] \quad (3.28)$$

$$\gamma_f^Q = \frac{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln \Phi(0,7\beta)])}{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln(\frac{P}{100})])} \quad (3.29)$$

In Bild 3.5 sind für verschiedene p%-Fraktilen der erforderliche Teilsicherheitsbeiwert γ_f^Q über den Variationskoeffizienten aufgetragen.

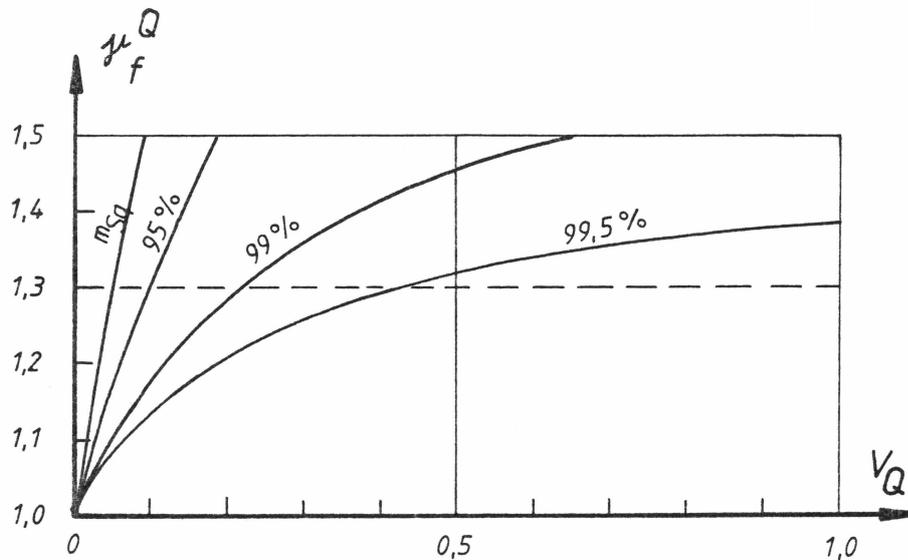


Bild 3.5 Teilsicherheitsbeiwert γ_f^Q für Extremwert-I-verteilte veränderliche Einwirkungen

Die Sicherheitsrichtlinie [1] legt für die Nennwerte q_k bei $V_Q \leq 0,1$ den Mittelwert, andernfalls die 99%-Fraktile fest. Als Teilsicherheitsbeiwert ist wie bei Eigengewicht im Grenzzustand der Tragfähigkeit $\gamma_f^Q = 1,3$ vorgesehen. Berücksichtigt man den im Abschnitt 3.6 erläuterten multiplikativen Beiwert $\gamma_{sys} = 1,1$, der in der Regel bei den Einwirkungen anzuordnen ist, erhöht sich der Beiwert für Q auf $\gamma_f^Q \cdot \gamma_{sys} = 1,43$. Es treten damit nur bei hohen Variationskoeffizienten ($V_Q > 0,5$) und bei alleiniger Wirkung einer veränderlichen Einwirkung geringe Unterschreitungen des zulässigen Sicherheitsniveaus auf (vgl. Abschnitt 5).

In der Mehrzahl der Fälle wirken ständige und veränderliche Einwirkungen gleichzeitig. Da in [1] auf eine Abminderung des Teilsicherheitsbeiwertes γ_f^G für ständige Einwirkungen mit weniger großem Streuungseinfluß verzichtet wurde, sind wie im Anhang A1 gezeigt mit den in [1] festgelegten Teilsicherheitsbeiwerten bereichsweise erhebliche Reserven zum erforderlichen Teilsicherheitsbeiwert vorhanden.

Im Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit ($\beta = 3,0$) ist mit $\gamma_f^Q = 1,0$ die 98,2 %-Fraktile als Nennwert für alle Variationskoeffizienten V_Q erforderlich. Dies wird für die baupraktisch vorkommenden Variationskoeffizienten $V_Q > 0,1$ durch die 99 %-Fraktile gemäß [1] abgedeckt.

Wirken veränderliche Einwirkungen bei einer Lastfallkombination günstig, sind sie bei der Bemessung nicht zu berücksichtigen.

Die Bemessungswerte zeitlich veränderlicher Einwirkungen, die nicht den größten Streuungseinfluß haben, können durch den zusätzlichen Wichtungsfaktor $\alpha_{Si} = 0,4$ und durch Bezug auf einen kürzeren Bezugszeitraum T' mit dem Kombinationsbeiwert $\gamma_{0,i}$ reduziert werden. Dieser Bezugszeitraum $T' = r \cdot \tau$ ergibt sich aus der Lastwechselzahl r gemäß Tabelle 2.1. Danach ist entweder das Grundzeitintervall τ_i der betrachteten Basisvariable oder τ_{i-1} der nächst weniger im Bezugszeitraum T wechselnden veränderlichen Einwirkung maßgebend. Man erhält sichere Bemessungswerte, wenn für alle fluktuierenden Einwirkungen als Bezugszeitraum T' das größte Grundzeitintervall aller Einwirkungen gewählt wird. Der Kombinationsbeiwert für Extremwert-I-verteilte Einwirkungen lautet allgemein

$$\gamma_{0,i} = \frac{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln [-\ln \Phi(0,4 \cdot 0,7\beta)] + \ln(\frac{T}{T'}))}{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln [-\ln \Phi(0,7\beta)])} \quad (3.30)$$

Nutzlasten haben mit $\tau \approx 5$ Jahren das größte Grundzeitintervall. Da jedoch als Bezugszeitraum $T = 1$ Jahr gewählt wurde, sind zur Kombination die Extremwerte aller anderen veränderlichen Einwirkungen vom Bezugszeitraum $T = 1$ Jahr

auf 5 Jahre umzurechnen. Der erforderliche Sicherheitsindex β' ist ebenfalls auf $T = 5$ Jahre zu beziehen. Er kann gemäß Gl. (2.35) umgerechnet werden, da in der Regel der Streuungsanteil der veränderlichen Einwirkungen überwiegt. Für $\beta = 4,7$ bzw. $3,0$ ergibt sich bei $T = 5$ Jahre $\beta' = 4,36$ bzw. $\beta' = 2,48$. Als Kombinationsbeiwert erhält man

$$\gamma_{0,i} = \frac{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln \Phi(0,4 \cdot 0,7 \beta') - \ln(5)])}{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln \Phi(0,7 \beta)])} \quad (3.31)$$

Für Nutzlasten wird auf die Umrechnung von β verzichtet, da ihre Extremwertverteilung für $T = 5$ Jahre schon mit der Grundverteilung beschrieben ist. In Bild 3.6 sind die Kombinationsbeiwerte $\gamma_{0,i}$ für Nutzlasten, in Bild 3.7 für alle anderen veränderlichen Lasten in Abhängigkeit vom Variationskoeffizienten V_Q angegeben.

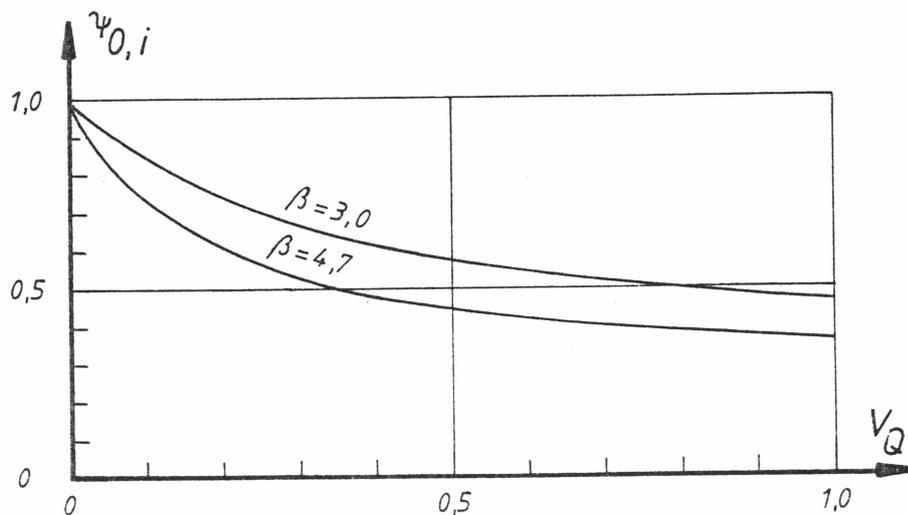


Bild 3.6 Kombinationsbeiwerte $\gamma_{0,i}$ für Extremwert-Verteilte Nutzlasten

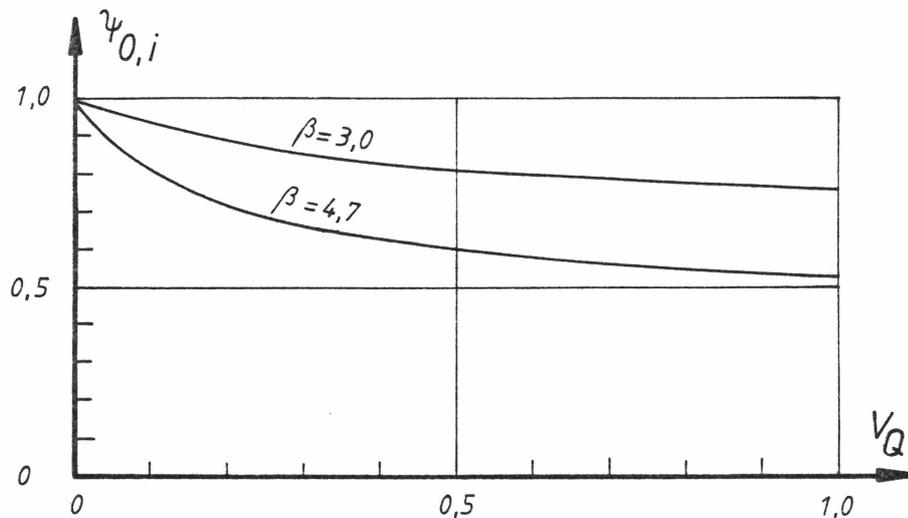


Bild 3.7 Kombinationsbeiwerte für Extremwert-I-verteilte veränderliche Einwirkungen ($\tau \leq 1$ Jahr)

Der quasi ständige Anteil einer veränderlichen Einwirkung, der z.B. zur Berechnung von Kriechverformungen benötigt wird, kann aus dem Bemessungswert (Gl. 3.27) durch Abminderung mit einem Kombinationsbeiwert $\psi_{1,i}$ ermittelt werden. Für diesen abgeminderten Wert ist im allgemeinen ebenfalls der zusätzliche Wichtungsfaktor $\alpha_{Si} = 0,4$ maßgebend. Anstelle der T-Jahre-Extremwertverteilung wird die Grundverteilung $Gr F_Q$ maßgebend

$$\psi_{1,i} = \frac{Gr F_Q^{-1} [\Phi(0,7 \cdot 0,4 \cdot \beta)]}{m_Q \left[1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln \Phi(0,7 \cdot \beta)]) \right]} \quad (3.32)$$

Ist die Grundverteilung nicht bekannt, kann $Gr F_Q$ näherungsweise durch die Extremwertverteilung, die auf das Grundzeitintervall τ_i bezogen ist, ersetzt werden. Bei r-Lastwechseln im Bezugszeitraum T erhält man als Kombinationsbeiwert für Extremwert-I-verteilte Einwirkungen

$$\gamma_{1,i} = \frac{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln \Phi(0,4 \cdot 0,7\beta)] + \ln(r))}{1 - \frac{\sqrt{6}}{\pi} V_Q (0,577 + \ln[-\ln \Phi(0,7\beta)])} \quad (3.33)$$

Bild 3.8 zeigt $\gamma_{1,i}$ gemäß Gl. (3.33) in Abhängigkeit vom Variationskoeffizienten V_Q und der Lastwechselzahl r im Bezugszeitraum T .

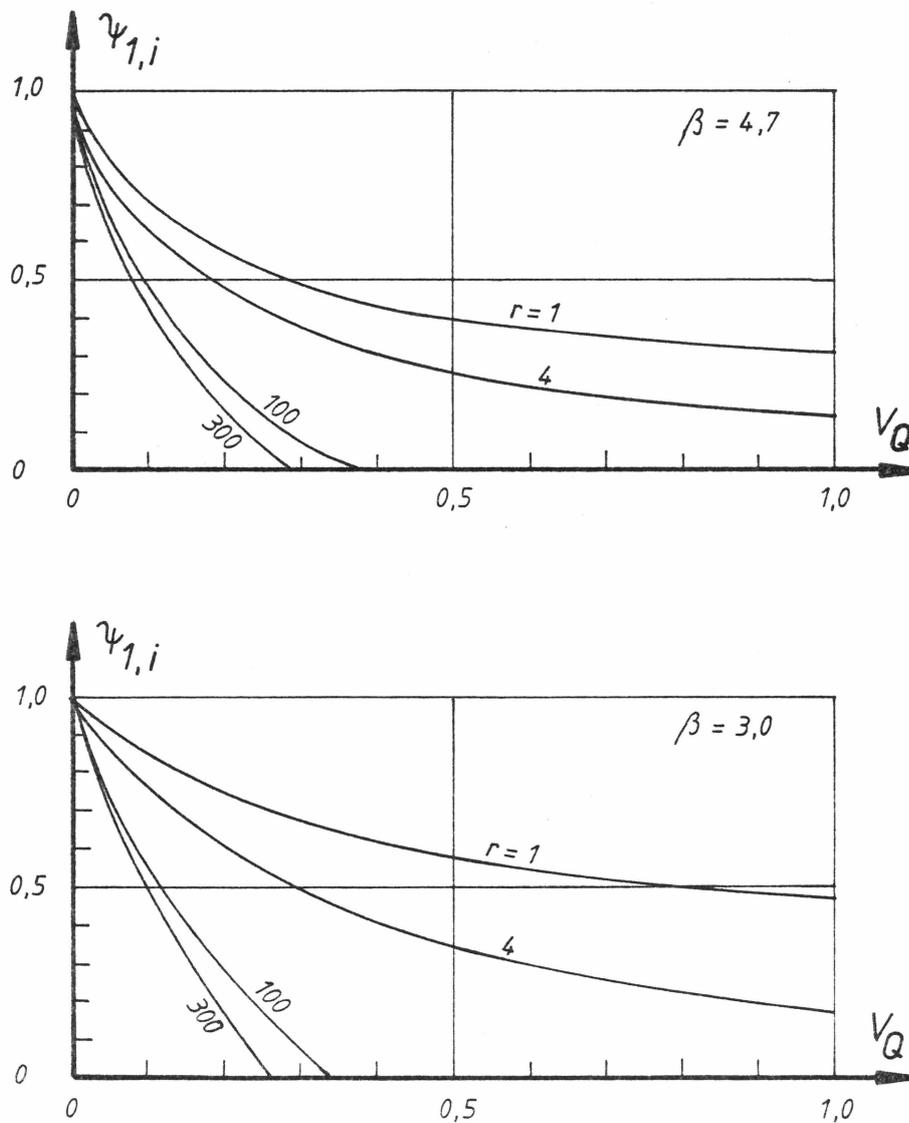


Bild 3.8 Kombinationsbeiwerte $\gamma_{1,i}$ für Extremwert-I- verteilte Einwirkungen

3.6 Beiwert γ_{sys} für Modellungenauigkeiten und Systemempfindlichkeiten

Das mechanische Modell soll den betrachteten Grenzzustand ausreichend genau wiedergeben. Das tatsächliche Tragverhalten eines Bauteils wird dabei in der Regel nur näherungsweise und vereinfachend erfaßt (z.B.: Schnittgrößenermittlung nach der Elastizitätstheorie).

Streuungen und systematische Abweichungen können z.B. bei der Beschreibung von Festigkeiten im Bauwerk allein durch Ergebnisse aus Eignungsprüfungen an Standardprobestkörpern oder bei der Wiedergabe von komplexen Lastprozessen und Lastverteilungen durch vereinfachte Lastmodelle auftreten. Diese Ungenauigkeiten sind bei den jeweiligen Basisvariablen direkt durch entsprechende Modifikationen der Mittelwerte und Standardabweichungen zu berücksichtigen.

Darüberhinaus werden Unterschiede zwischen dem Rechenmodell und der wirklichen ertragbaren bzw. angreifenden Beanspruchung durch multiplikative oder additive Basisvariablen in der Grenzzustandsgleichung erfaßt. Die Mittelwerte dieser Basisvariablen sind im Modell selber zu erfassen. Die Streuungen werden durch den Beiwert γ_{sys} abgedeckt.

Können diese Abweichungen jeweils durch multiplikative, normalverteilte Faktoren bei den ertragbaren und angreifenden Beanspruchungen berücksichtigt werden und schätzt deren Variationskoeffizienten mit

$$V_{\text{sysS}} = V_{\text{sysR}} = 0,05 \quad (3.34)$$

ab und weist ihnen den zusätzlichen Wichtungsfaktor

$$\alpha_{\text{Ri}} = \alpha_{\text{Si}} = 0,4 \text{ zu, errechnen sich die Beiwerte wie folgt}$$

$$\gamma_{sysS} = 1 + 0,7 \cdot 0,4 \cdot V_{sysS} \cdot \beta \quad (3.35a)$$

$$\gamma_{sysR} = \frac{1}{1 - 0,8 \cdot 0,4 \cdot V_{sysR} \cdot \beta} \quad (3.35b)$$

Der resultierende Beiwert lautet

$$\gamma_{sys} = \gamma_{sysS} \cdot \gamma_{sysR} \quad (3.36)$$

In der Sicherheitsklasse 2 für $\beta = 4,7$ bzw. $3,0$ ergibt sich der Beiwert zu $\gamma_{sys} = 1,15$ bzw. $\gamma_{sys} = 1,09$. Der Beiwert γ_{sys} wird in [1] im Grenzzustand der Tragfähigkeit ($\beta = 4,7$) mit $\gamma_{sys} = 1,1$ und im Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit ($\beta = 3,0$) mit $\gamma_{sys} = 1,0$ nach unten abgeschätzt.

Steigen bei Tragsystemen die Beanspruchungen aus zunehmender Belastung linear oder überproportional an (z.B. knickgefährdete Bauteile), sind die Einwirkungen mit γ_{sys} zu vervielfachen. Bei unterproportionalem Verhalten von Systemen (z.B. Hängedächer) ist γ_{sys} bei den Widerständen anzuordnen.

3.7 Beiwert γ_n für unterschiedliche Sicherheitsklassen

Der Beiwert γ_n errechnet sich aus dem Verhältnis der Bemessungswerte für unterschiedliche Sicherheitsklassen. Die abgeleiteten Sicherheitsbeiwerte beziehen sich auf Sicherheitsklasse 2 gemäß [1]. γ_n beinhaltet daher die Umrechnung von Sicherheitsklasse 2 auf eine andere Sicherheitsklasse i mit $\beta_i = \beta_2 \pm 0,5$

$$\gamma_{nS}^{(i)} = \frac{S^{*(i)}}{S^{*(2)}} \quad \gamma_{nR}^{(i)} = \frac{r^{*(i)}}{r^{*(2)}} \quad (3.36)$$

Für normalverteilte (GN) und Extremwert-I-verteilte (Ex-I) Einwirkungen S_i und für logarithmisch normalverteilte (LN) Widerstände R_i sind die Beiwerte γ_{nS} bzw. γ_{nR} in Bild 3.9 aufgetragen.

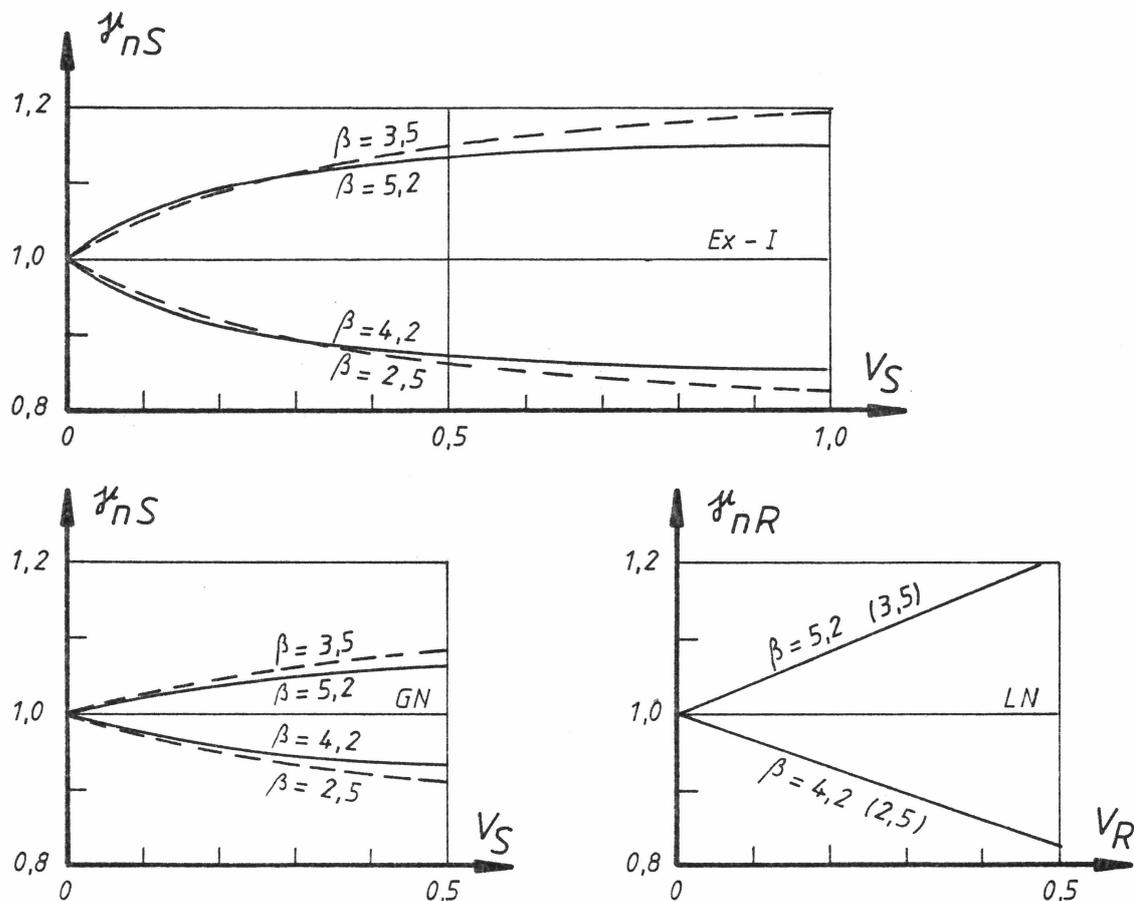


Bild 3.9 Beiwert γ_{nS} und γ_{nR} für unterschiedliche Sicherheitsklassen

Die Differenz zwischen den Beiwerten γ_{nS} für den Grenz-
zustand der Tragfähigkeit und Gebrauchsfähigkeit ist gering
und kann vernachlässigt werden. Ein resultierender Bei-
wert γ_n kann multiplikativ aus γ_{nR} und γ_{nS} gebildet werden.

$$\gamma_n = \gamma_{nR} \cdot \gamma_{nS} \quad (3.37)$$

Für baupraktisch übliche Variationskoeffiziente $V_R < 0,2$ ergibt sich $\gamma_{nR}^{(1)} \leq 0,93$ bzw. $\gamma_{nR}^{(2)} \leq 1,07$. Der Variationskoeffizient für ständige Einwirkungen liegt in der Regel nicht über $V_G = 0,1$. Aus Bild 3.9 liest man dafür $\gamma_{nS}^{(1)} = 0,98$ bzw. $\gamma_{nS}^{(2)} = 1,02$ ab. Der Beiwert für veränderliche Einwirkungen ($V_Q > 0,5$) liegt bei $\gamma_{nS}^{(1)} = 0,87$ bzw. $\gamma_{nS}^{(2)} = 1,14$. Bei gleichen Anteilen von ständigen und veränderlichen Einwirkungen errechnet sich $\gamma_{nS}^{(1)} = 0,93$ bzw. $\gamma_{nS}^{(2)} = 1,08$. Die Werte in Gl. (3.37) eingesetzt ergeben für die Umrechnung in Sicherheitsklasse 1 $\gamma_n^{(1)} = 0,87$ und in Sicherheitsklasse 3 $\gamma_n^{(2)} = 1,15$. In [1] sind dafür $\gamma_n^{(1)} = 0,9$ und $\gamma_n^{(2)} = 1,1$ vorgesehen. γ_{sys} ist mit diesem Beiwert zu multiplizieren.

4. Veränderliche Lasten

4.1 Allgemeine Beschreibung der veränderlichen Lasten

Nutzlasten und klimatische Lasten sind zeitlich und räumlich veränderlich. Die räumliche Verteilung kann durch geeignete Ersatzlasten erfaßt werden. Dabei werden entweder die Ersatzlasten durch eine obere Abschätzung der tatsächlichen Lasten bestimmt oder sie geben die Wirkung (Schnittgrößen) der wirklichen Beanspruchung wieder.

Die zeitliche Veränderung der Einwirkungen wird durch analytische Lastprozesse beschrieben. Analog dem bei der Lastkombination verwendeten Prozeß wird der in Wirklichkeit stetige durch einen einhüllenden Prozeß mit Rechteckamplituden und festen Zeitintervallen τ konservativ erfaßt (Bild 4.1).

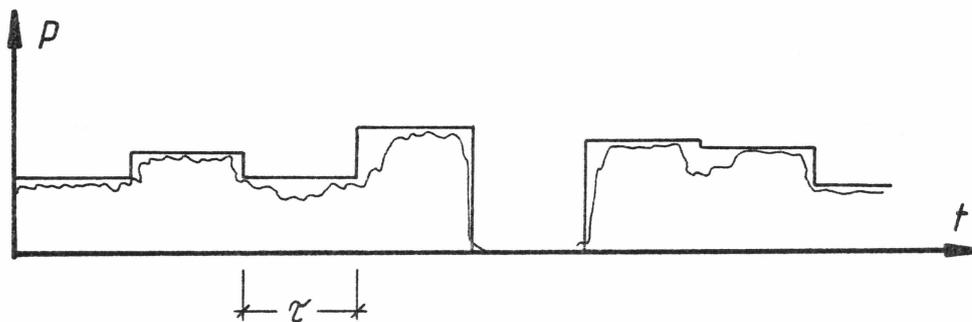


Bild 4.1 Einhüllender Lastprozeß, $p \hat{=}$ Lastintensität

Zum Nachweis der Zuverlässigkeit eines Grenzzustandes sind nur die Extrema der veränderlichen Lasten innerhalb des betrachteten Bezugszeitraumes T maßgebend. Für einige klimatische Lasten wie Wind und Schnee werden vom Deutschen Wetterdienst langjährige Beobachtungen zur Verfügung gestellt. Aus diesen Meßwerten können direkt die Extremwertverteilungen für 1 Jahr ermittelt werden.

Für Nutzlasten liegen keine Messungen über längere Zeiträume vor. Es sind nur Lastmessungen zu jeweils einem Zeitpunkt über größere Nutzungsflächen verfügbar. Aus diesen Informationen gelingt die Ableitung der Extremwertverteilung bei Schätzung des Grundzeitintervalls mit der Annahme, daß Nutzlasten die Voraussetzungen eines stationären und ergodischen Prozesses erfüllen. Ein Prozeß ist stationär, wenn seine statistischen Parameter unabhängig von der Zeit sind. Sind weiterhin die statistischen Parameter über einen großen Zeitraum für einen Lastpunkt gleich dem über viele Lastpunkte einer großen Belastungsfläche zu einem Zeitpunkt, handelt es sich um einen ergodischen Prozeß. Die Verteilung der Lastintensität über viele Lastpunkte liefert die Lastmessung. Diese Verteilung entspricht dann der Verteilung der Lastintensitäten über die Zeit t und näherungsweise der Verteilung im Grundzeitintervall τ . Aus der Verteilung im Grundzeitintervall errechnet sich gemäß Gleichung (2.36) die Extremwertverteilung für den Bezugszeitraum $T = r \cdot \tau$.

An Bürohauslasten soll im folgenden die Ermittlung der Ersatzlast gezeigt werden.

4.2 Bürohausnutzlast

4.2.1 Lastbeschreibung

Die Bürohausnutzlast ist durch folgende Lastprozesse gekennzeichnet (Bild 4.2).

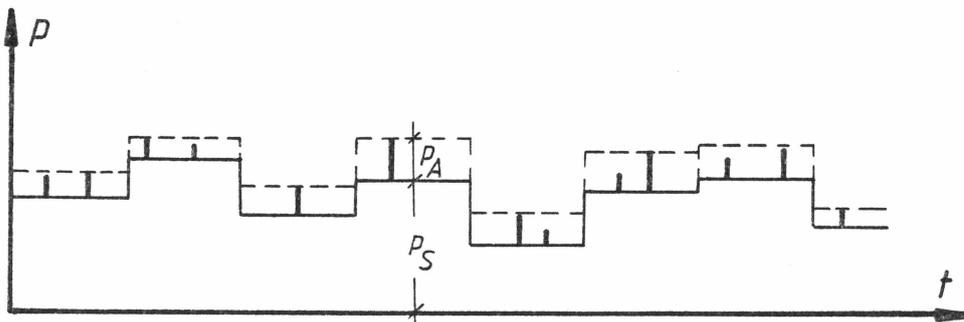


Bild 4.2 Lastprozess der Bürohausnutzlast

p_S : quasi ständig vorhandene Nutzlast

p_A : kurzzeitig auftretende Nutzlast

Die quasi ständig vorhandenen Nutzlasten p_g verändern sprunghaft ihre Lastgröße. Diese Änderungen werden durch Austausch der Lasten bei Mieter- oder Besitzerwechsel hervorgerufen. Die Last selber resultiert aus Einrichtungs- und Betriebsgegenständen sowie aus Personenlasten, die den Raum im Regelfall nutzen.

Die kurzzeitig auftretenden Nutzlasten werden durch außergewöhnliche Menschenansammlung (Feiern, etc) oder durch Renovierung oder Umzug bedingte Anhäufungen von Einrichtungsgegenständen hervorgerufen. Zu diesem Lasttyp liegen keine verwertbaren Beobachtungen vor. Dieser Anteil der Nutzlasten kann näherungsweise durch eine Erhöhung der quasi ständig vorhandenen Nutzlasten erfaßt werden. Lastmessungen zur Bestimmung des quasi ständig vorhandenen Teils der Nutzlasten sind in Deutschland bisher nicht durchgeführt worden. Eine ausführliche Zusammenfassung von internationalen Messungen der Bürolasten ist in [21] dargestellt. Die beiden letzten großen Messungen wurden in England von Mitchell/Woodgate [22] und in den USA von Culver [23] vorgenommen.

4.2.2 Lastmessung von Mitchell und Woodgate

Die Messung umfaßte 32 Gebäude, die zwischen 1951 und 1961 gebaut wurden mit einer Gesamtfläche von etwa 160.000m^2 . Für jedes Stockwerk wurde ein Deckenplan erstellt, in den jede Einzellast (Stuhl, Tischbein, Schrank, etc) eingetragen wurde. Das Gewicht und die Ortskoordinaten jedes Einzelteils wurden auf Datenträgern festgehalten. Zusätzlich wurden bei der Auswertung für normale Bürogrößen (20m^2) bis zu 4 Personen berücksichtigt. Das mittlere Gewicht pro Person wurde mit $0,62\text{ kN}$ angesetzt.

Dann wurde die Meßfläche mit Rastern unterschiedlicher Größe überzogen und für jede Rasterparzelle A_i aus den darin angetroffenen Einzellasten die gleichmäßig verteilte Nutzlast $\bar{p}'_{S,i}$ ermittelt. Als Ergebnisse sind für 9 Rastergrößen A_i die absoluten Häufigkeiten der quasi ständig vorhandenen, gleichmäßig verteilten Nutzlast \bar{p}'_S in Klassenbreiten von $0,24 \text{ kN/m}^2$ verfügbar. Die Angaben sind für Untergeschosse, Erdgeschosse und Obergeschosse getrennt aufgeführt (Tabelle 4, 5, 6 in [22]). Die Resultate der Untergeschosse sind etwa um die Hälfte, der Erdgeschosse etwa um ein Drittel größer als die der Obergeschosse. Die sich aus diesen Angaben ergebenden Schätzwerte für die Mittelwerte $m_{\bar{p}'_S}(A_i)$, die Standardabweichungen $\sigma_{\bar{p}'_S}(A_i)$ und die Variationskoeffiziente $V_{\bar{p}'_S}$ sind in Tabelle 4.1 (Spalte 4, 5, 6) und Bild 4.3 (ohne $V_{\bar{p}'_S}$) für die oberen Geschosse aufgezeichnet. In Tabelle 4.1 sind zusätzlich in Spalte 2 die Anzahl der Meßwerte n und in Spalte 3 die Gesamtfläche $n \cdot A_i$ je Rastergröße A_i angegeben.

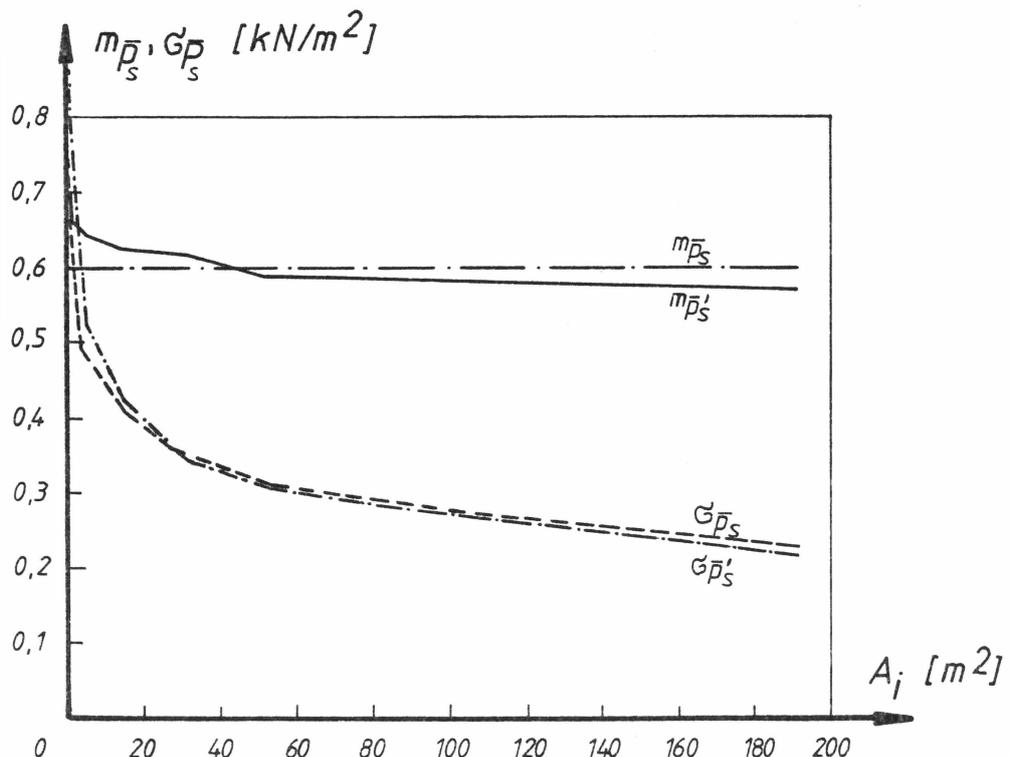


Bild 4.3 Verteilungsparameter der ständig vorhandenen Nutzlast \bar{p}'_S aus Lastmessung
 \bar{p}_S korrigierte Werte

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
A_i	n_i	$n \cdot A_i$	$m_{P'_S}$	$\sigma_{P'_S}$	$V_{P'_S}$	m_{P_S}	σ_{P_S}	m_{P_A}	σ_{P_A}	m_{P^-}	σ_{P^-}	$\sigma_{P^- 1)}$
m^2		m^2	kN/m^2	kN/m^2	--	kN/m^2	kN/m^2	kN/m^2	kN/m^2	kN/m^2	kN/m^2	kN/m^2
1,1	3.188	3.507	0,694	0,886	1,277	0,60	0,77	0,05	0,38	0,65	0,86	0,83
1,4	4.700	6.580	0,694	0,766	1,104	0,60	0,66	0,05	0,33	0,65	0,74	0,77
2,4	8.840	21.216	0,661	0,646	0,977	0,60	0,59	0,05	0,26	0,65	0,64	0,65
5,2	14.290	74.308	0,642	0,527	0,821	0,60	0,49	0,05	0,18	0,65	0,52	0,51
14,0	20.442	286.188	0,622	0,426	0,685	0,60	0,41	0,05	0,11	0,65	0,42	0,39
31,2	14.283	445.630	0,613	0,345	0,563	0,60	0,34	0,05	0,07	0,65	0,35	0,32
58,0	6.511	337.638	0,589	0,302	0,513	0,60	0,31	0,05	0,05	0,65	0,31	0,30
111,2	1.885	209.612	0,584	0,263	0,450	0,60	0,27	0,05	0,04	0,65	0,27	0,28
192,2	1.152	221.414	0,565	0,215	0,381	0,60	0,23	0,05	0,03	0,65	0,23	0,27

Tabelle 4.1 Verteilungsparameter der Bürohausnutzlasten

1) gemäß Gl.(4.9)

Man erkennt, daß für kleine Rastergrößen A_i nicht die gesamte Meßfläche ausgewertet wurde, während bei größeren Rasterparzellen A_i die Meßfläche mehrmals vermutlich mit unterschiedlichen Parzellenformen erfaßt wurde. Der tatsächliche Mittelwert $m_{\bar{p}_S}$ ist deshalb nicht bekannt. Er müßte unabhängig von der Rastergröße sein. Als Schätzwert erhält man

$$m_{\bar{p}_S} = \frac{\sum_{i=1}^9 n_i A_i m_{\bar{p}_{Si}}}{\sum_{i=1}^9 n_i A_i} = 0,60 \text{ kN/m}^2 \quad (4.1)$$

Die Standardabweichung $\sigma_{\bar{p}_{Si}}$ errechnet sich unter Beibehaltung des Variationskoeffizienten zu $\sigma_{\bar{p}_{Si}} = v_{\bar{p}_{Si}} m_{\bar{p}_S}$ (Tabelle 4.1 Spalte 8 und Bild 4.3)

Zur Beschreibung der Verteilung der Meßwerte sind in den Bildern 4.4 und 4.5 die Histogramme und reaktiven Summenhäufigkeiten für drei Rastergrößen A_i mit den Verteilungsdichten und -funktionen der logarithmischen Normalverteilung und der Gammaverteilung [10] aufgetragen. Die relativen Summenhäufigkeiten und die Verteilungsfunktionen sind auf Extremwert-I-Wahrscheinlichkeitspapier [10] gezeichnet. Die Verteilungsfunktion einer Extremwert-I-Verteilung (Ex-I) bildet sich bei dieser Auftragung als Gerade ab. Man erkennt, daß die logarithmische Verteilung sich gut den Meßwerten anpaßt. In den Bildern 4.5 ist zusätzlich die Extremwert-I-Verteilung (Gl. 2.29) eingetragen. Bei größeren Rasterflächen A_i eignet sie sich ebenfalls zur Beschreibung der Nutzlasten.

Zusätzlich wurde in [22] die Abhängigkeit der Stützenlast eines mehrgeschossigen Hauses von der Anzahl der sie belastenden Stockwerke untersucht. Mitchell und Woodgate geben an, daß die Lasten aus allen Stockwerken, außer den ersten, um 25 % abgemindert werden können.

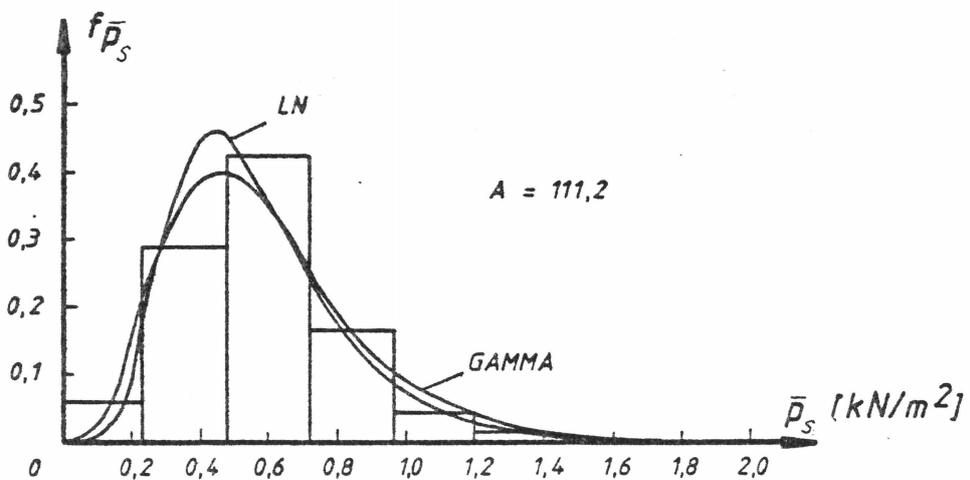
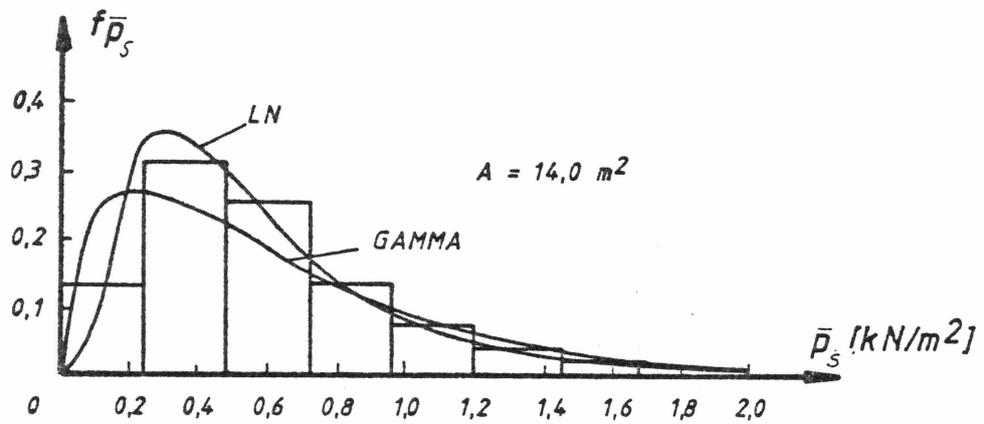
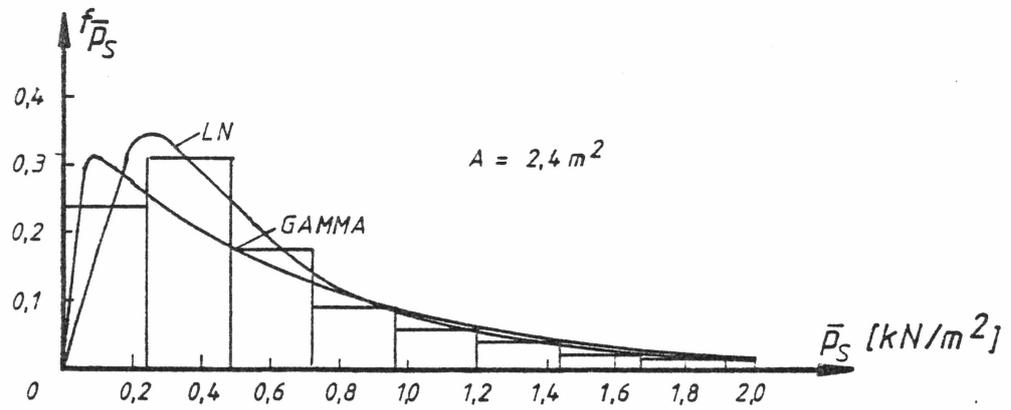
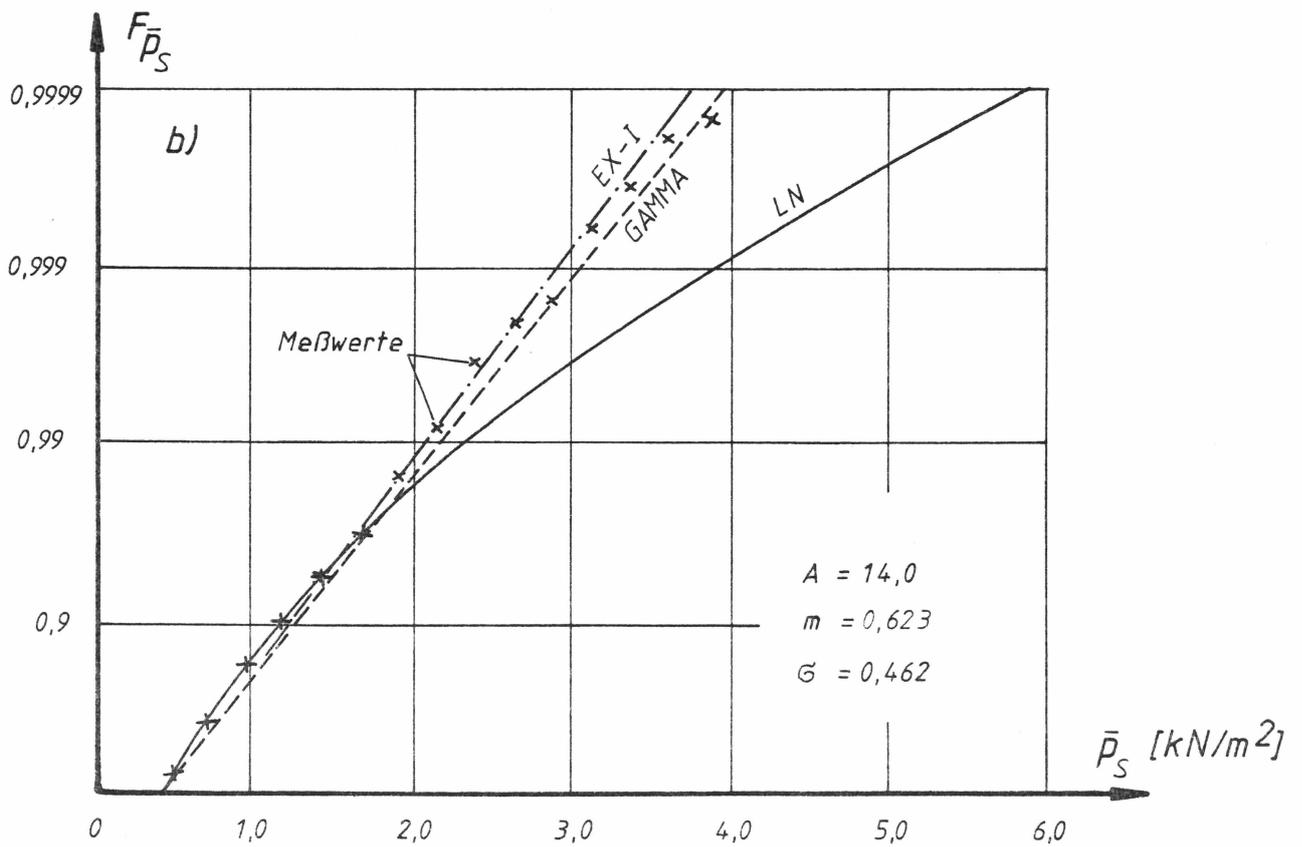
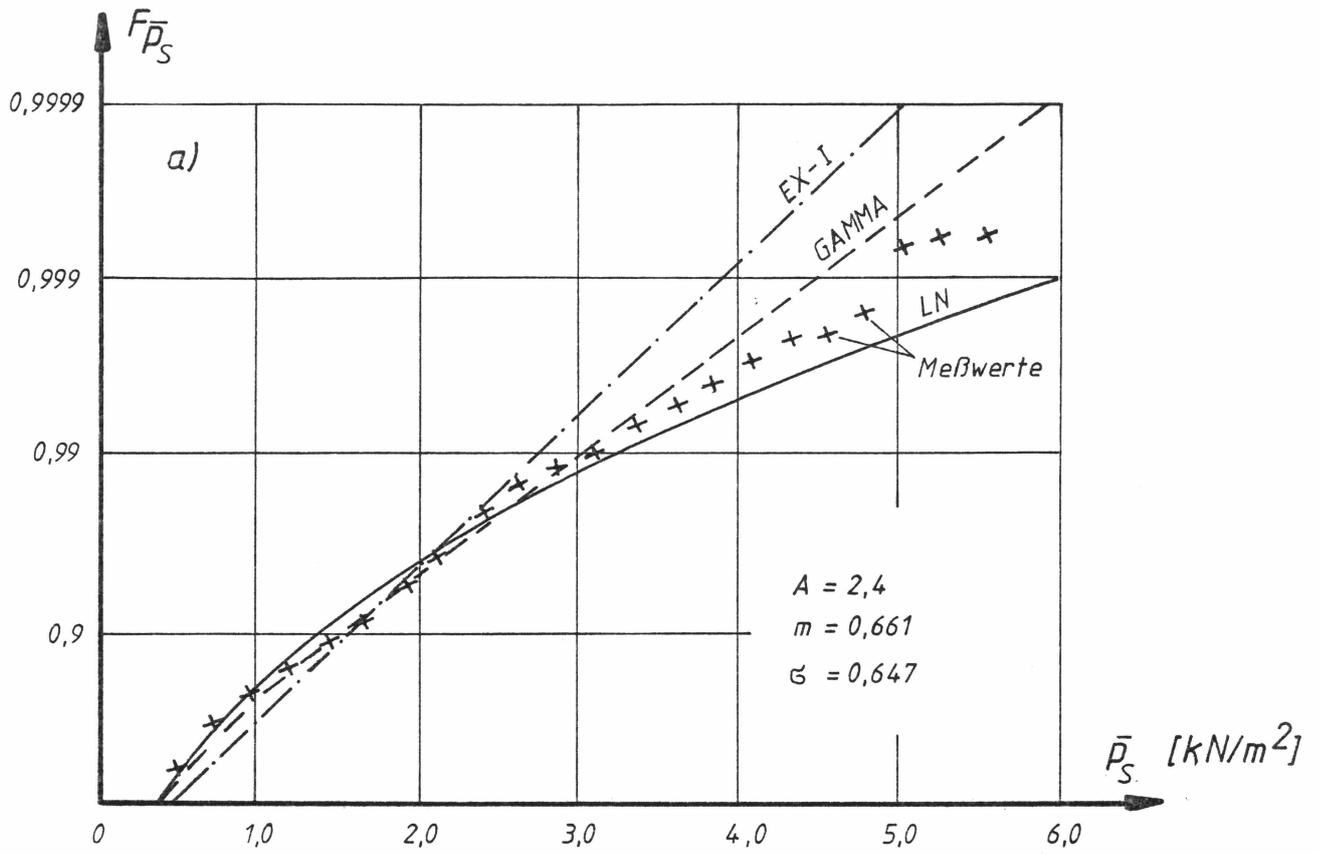


Bild 4.4 Histogramme und empirische Verteilungsdichten $f_{\bar{p}_S}$ für quasi ständig vorhandene Bürolast \bar{p}_S bei verschiedenen Einzugsflächen A ;
Messung Mitchell/Woodgate
LN: logarithmische Normalverteilung
GAMMA: Gamma-Verteilung



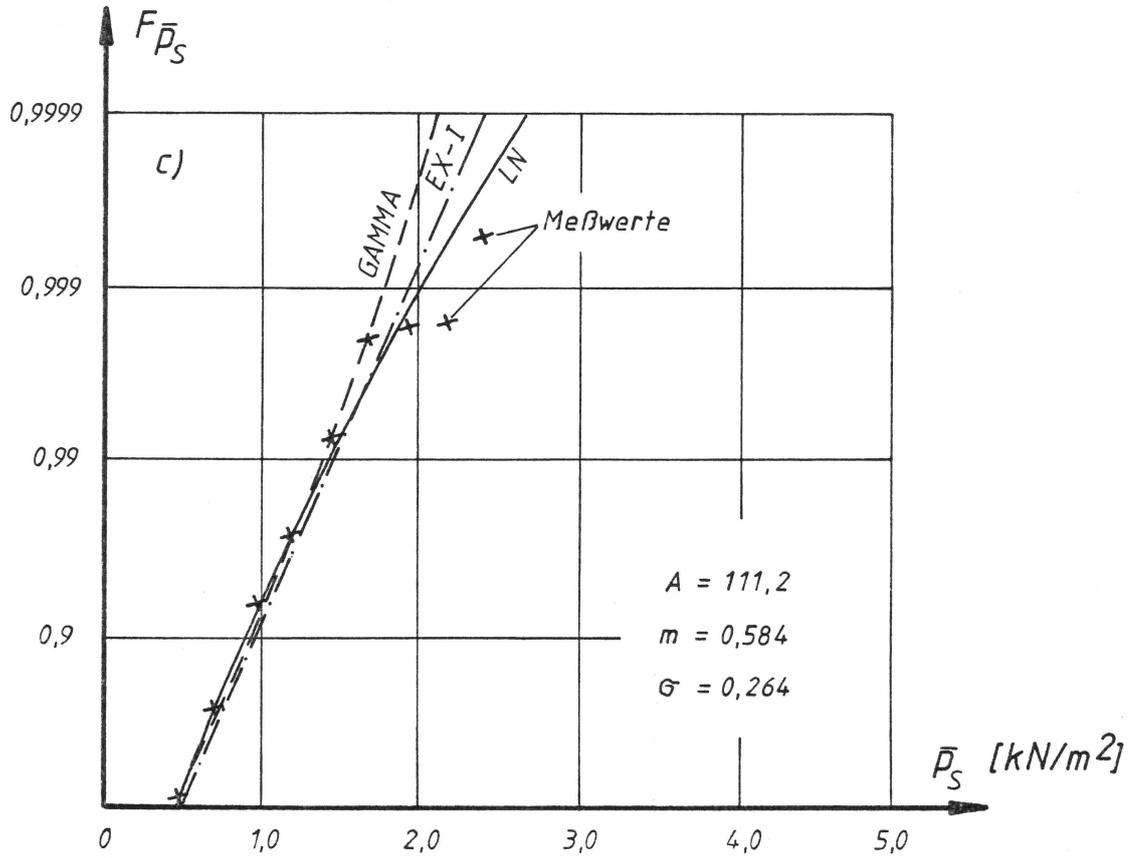


Bild 4.5 Relative Summenhäufigkeiten und Verteilungsfunktionen $F_{\bar{p}_S}$ für quasi ständig vorhandene Bürolast \bar{p}_S

Messung: Mitchell/Woodgate

LN : Logarithmische Normalverteilung

GAMMA : Gamma-Verteilung

EX-I : Extremwert-I-Verteilung

a) für Einzugsfläche $A = 2,4 \text{ m}^2$

b) für Einzugsfläche $A = 14,0 \text{ m}^2$

c) für Einzugsfläche $A = 111,2 \text{ m}^2$

Die kurzzeitig auftretende Nutzlast wird durch eine Erhöhung der quasi ständigen Nutzlast berücksichtigt. Sie wird mit folgender Überlegung abgeschätzt. Auf einer Fläche von $A = 1 \text{ m}^2$ sei als zusätzliche, außergewöhnliche Belastung $1,3 \text{ kN/m}^2$ möglich. Diese Last entspricht dem Gewicht von 2 Personen und wird als 99 %-Fraktile einer Extremwert-I-Verteilung mit einem flächenunabhängigen Mittelwert $m_{\bar{p}_A} = 0,05 \text{ kN/m}^2$ gedeutet. Für große Flächen A verschwindet der Einfluß der kurzzeitig auftretenden Nutzlast. Die Standardabweichung ergibt sich für $A = 1 \text{ m}^2$ zu $\sigma_{\bar{p}_A} = 0,40 \text{ kN/m}^2$. Die Standardabweichung vermindert sich nach [24] entsprechend den quasi ständig vorhandenen Nutzlasten bei zunehmender Fläche A mit $1/\sqrt{A}$. In Tabelle 4.1 sind in den Spalten 9 und 10 die geschätzten Verteilungsparameter angegeben. Der Mittelwert $m_{\bar{p}}$ und die Standardabweichung $\sigma_{\bar{p}}$ der kombinierten Last aus quasi ständigem und kurzzeitig auftretendem Anteil lauten

$$m_{\bar{p}} = m_{\bar{p}_S} + m_{\bar{p}_A} = 0,65 \text{ kN/m}^2 \quad (4.2)$$

$$\sigma_{\bar{p}} = \sqrt{\sigma_{\bar{p}_S}^2 + \sigma_{\bar{p}_A}^2} \quad (4.3)$$

Die Zahlenwerte sind in den Spalten 11 und 12 der Tabelle 4.1 aufgeführt.

4.2.3 Lastmessung von Culver

Von 1974 bis 1975 wurden in den USA Nutzlastmessungen in 23 zufällig ausgewählten Bürogebäuden durchgeführt. Das Ziel der Messungen lag darin, gebäude- und benutzerspezifische Abhängigkeiten der Bürohausnutzlasten aufzuzeigen [23] .

Mit einer Inventarisierungstechnik wurden mit Hilfe einer Typenliste die Gewichte der Einrichtungsgegenstände und ihre Abstände zu den Wänden je Raum erfaßt. Es wurden alle Einrichtungs- und Betriebsgegenstände, die nach der Erstellung des Gebäudes aufgestellt wurden, berücksichtigt. Personenlasten wurden nicht eingerechnet.

Durch eine Pilotmessung wurde der Fehler bei der Schätzung der Gewichte bestimmt und bei der Auswertung statistisch berücksichtigt.

Die quasi ständig vorhandene, gleichförmig verteilte Last wurde aus der Gesamtlast eines Raumes bezogen auf seine Fläche ermittelt. Insgesamt gingen 1354 zufällig ausgewählte Räume in die Messung ein. Eine Auswertung mit verschiedenen Rastergrößen wie in [22] wurde nicht vorgenommen.

Es wurde festgestellt, daß die geographische Lage des Gebäudes, die Gebäudehöhe, das Gebäudealter und der Typ der Firma, die das Gebäude nutzt, keinen systematischen Einfluß auf die Nutzlasten habe.

Culver gibt für öffentliche Verwaltungsbüros und Büros der Privatwirtschaft Mittelwerte und Standardabweichungen für verschiedene Raumgrößen an. Mittelwert und Standardabweichung nehmen mit der Raumfläche ab. Für Räume, mit einer Gesamtfläche, die größer als 40 m^2 sind, liegen weniger als 10 Stichproben vor, so daß der statistische Aussagewert der Verteilungsparameter nur sehr begrenzt ist.

Der Mittelwert der Gesamtmessung der quasi ständig vorhandenen Nutzlast beträgt $m_{\bar{P}_S} = 0,47 \text{ kN/m}^2$. Berücksichtigt man im Mittel pro Büro (20 m^2) etwa 3 Personen (je $0,62 \text{ kN}$) errechnet sich ein Mittelwert von $m_{\bar{P}_S} = 0,56 \text{ kN/m}^2$. Die Messung von Mitchell und Woodgate [22] ergab $m_{\bar{P}_S} = 0,60 \text{ kN/m}^2$.

Die Höhe der Nutzlast ist von der Raumnutzung abhängig. Bibliotheken, Aktenräume und Lagerräume sind höher belastet als der Durchschnitt; Konferenzräume dagegen geringer. 77 % der Räume sind Schreibbüros und allgemeine Büros. Ihr Mittelwert liegt in der Größe des Durchschnitts.

Die mittlere Nutzungsdauer wurde mit etwa 8 Jahre angegeben.

4.2.4 Nutzlastmodell und Ersatzlasten

Die bei den Messungen ermittelten gleichförmig verteilten Nutzlasten erfassen unzureichend die Wirkung (Schnittgrößen) der tatsächlichen Lasten im Bauwerk. Dazu sind Ersatzlasten einzuführen, die die gleichen Schnittgrößen wie die wirklichen Lasten erzeugen.

Diese Ersatzlasten können zum Beispiel ebenfalls gleichförmig verteilt sein. Sie sind in der Regel höher. Ihre statistischen Parameter können aus Berechnungen von Schnittgrößen mit verschiedenen, bei der Lastmessung festgehaltenen Einzellaststellungen ermittelt werden. Das Verfahren ist sehr aufwendig und rechenintensiv [22].

Es ist daher zweckmäßig, die gleichförmig verteilten Nutzlasten anhand eines theoretischen Nutzlastmodells zu beschreiben. Mit einem solchen Modell können dann die Ersatzlasten analytisch bestimmt werden.

Peir und Cornell [25] beschreiben die Lastintensität $H_{ij}(x,y)$ an einem horizontalen Ort (x,y) eines bestimmten Gebäudes i in einem Stockwerk j durch

$$H_{ij}(x,y) = m + \gamma_{ij} + \varepsilon(x,y) \quad (4.4)$$

mit m der mittleren Bürohauslast der Grundgesamtheit, γ_{ij} einer Zufallsvariablen mit Mittelwert null, die die Streuung der Lasten im Stockwerk j des Gebäudes i wiedergibt und $\varepsilon(x,y)$ einer Zufallsvariablen, die die Streuung der Last in einem Geschoß an der Stelle (x,y) angibt. Die gleichförmig verteilte Nutzlast \bar{p} errechnet sich aus der Integration der Lastintensitäten $H_{ij}(x,y)$ über die tatsächliche Fläche $A = a \cdot b$ eines Gebäudes i in einem Stockwerk j zu

$$\bar{p} = \frac{1}{A} \int_0^a \int_0^b H_{ij}(x,y) dx dy \quad (4.5)$$

Marten [24] beschränkt sich bei seinem Nutzlastmodell auf die Beschreibung der Nutzlasten innerhalb eines Geschosses und zwischen den Geschossen. Dabei wird die Abhängigkeit der Lasten vom Gebäudestandort nicht erfaßt. Culver [23] stellt eine solche Abhängigkeit nicht fest.

Marten nimmt an, daß in jedem Punkt der x,y -Ebene die Nutzlast stetig verläuft. Die Ordinate $H(x,y)$ der Lastintensität ist eine Zufallsgröße mit den Verteilungsparametern Mittelwert m_0 und Standardabweichung σ_0 . Die gegenseitige Abhängigkeit zweier Nutzlastordinaten $H(x_1, y_1)$ und $H(x_2, y_2)$ wird mit der Kovarianz

$$\text{Cov}[H(x_1, y_1), H(x_2, y_2)] = \sigma_0^2 \cdot g(|x_1 - x_2|, |y_1 - y_2|) \cdot g_S \quad (4.6)$$

beschrieben. Durch Auswertung der Lastmessung [22] zeigt Marten [24], daß mit der Korrelationsfunktion gemäß Gl. (4.7) die Flächenabhängigkeit der gleichmäßig verteilten Nutzlast beschrieben werden kann.

$$\rho(|x_1 - x_2|, |y_1 - y_2|) = (1 - \rho_0) + \rho_0 \exp[-\varepsilon(|x_1 - x_2|, |y_1 - y_2|)] \quad (4.7)$$

Die Variablen ρ_0 und ε sind Korrelationsparameter.

Der Korrelationskoeffizient ρ_S beschreibt die Abhängigkeit übereinanderliegender Nutzlastordinaten auf verschiedenen Geschossen. Nach [26] ist $\rho_S = 1$, wenn die Nutzlastordinaten auf einem Geschos liegen, anderenfalls ist $\rho_S = 0,6$, unabhängig von der Anzahl der dazwischenliegenden Geschosse.

Gemäß Gl. (4.4) ergeben sich für die gleichförmig verteilte Nutzlast bei einer Fläche $A = a \cdot b$ der Mittelwert zu

$$m_{\bar{p}} = \frac{1}{A} \iint m_0 \, dx \, dy \quad (4.8)$$

und die Standardabweichung

$$\begin{aligned} \sigma_{\bar{p}} &= \sqrt{\frac{1}{A^2} \iiint \sigma_0^2 \rho(|x_1 - x_2|, |y_1 - y_2|) \, dx_1 \, dx_2 \, dy_1 \, dy_2} \\ &= \sigma_0 \sqrt{(1 - \rho_0) + \rho_0 \left(\frac{2}{\varepsilon^2 A}\right)^2 (\exp[-\varepsilon\sqrt{A}] + \varepsilon\sqrt{A} - 1)^2} \end{aligned} \quad (4.9)$$

Der Mittelwert m_0 entspricht dem Mittelwert der Messung $m_0 = m_{\bar{p}} = 0,65 \text{ kN/m}^2$. Mit $\sigma_0 = 1,80 \text{ kN/m}^2$, $\varepsilon = 3,0 \frac{1}{\text{m}}$ und $\rho_0 = 0,98$ ergibt sich eine gute Übereinstimmung der flächenabhängigen Standardabweichung $\sigma_{\bar{p}}$ gemäß Gl. (4.6) mit den Meßwerten von Mitchell/Woodgate (Tabelle 4.1 Spalte 12 und 13). Als Verteilungstyp kann gemäß Abschnitt 4.2.2 und [26] die logarithmische Normalverteilung gewählt werden.

In [27] sind ebenfalls Verteilungsparameter für Bürohausnutzlasten aufgeführt. Als Verteilungstyp wurde die Extremwert-I-Verteilung festgelegt. Der Mittelwert, der nicht von der Einzugsfläche A abhängt beträgt $m_{\bar{p}} = 0,5 \text{ kN/m}^2$. Die flächenabhängige Standardabweichung lautet

$$G_{\bar{p}} = \frac{6,8}{A+6} + 0,25 \text{ [kN/m}^2\text{]} \quad (4.10)$$

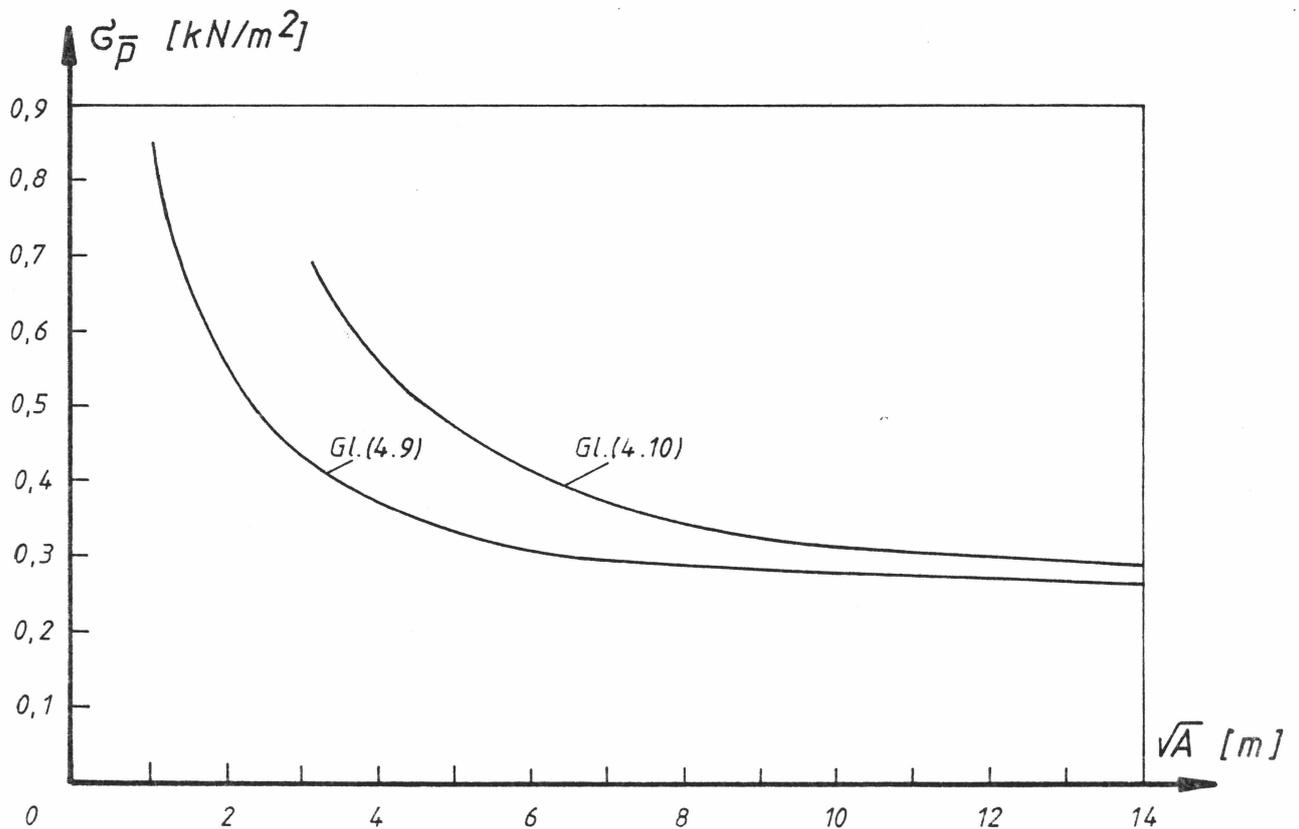


Bild 4.6 Standardabweichung $G_{\bar{p}}$ der Bürohausnutzlast
A: Einzugsfläche

In Bild 4.6 sind die Standardabweichung gemäß Gl. (4.9) und Gl. (4.10) aufgetragen. Es ergeben sich vorwiegend bei kleineren Einzugsflächen deutliche Unterschiede. Zum

Vergleich sind in Bild 4.7 die 99 %-Fraktile der Nutzlasten nach den Verteilungsparametern gemäß [26] und [27] gegenübergestellt. Bei Einzugsflächen, die

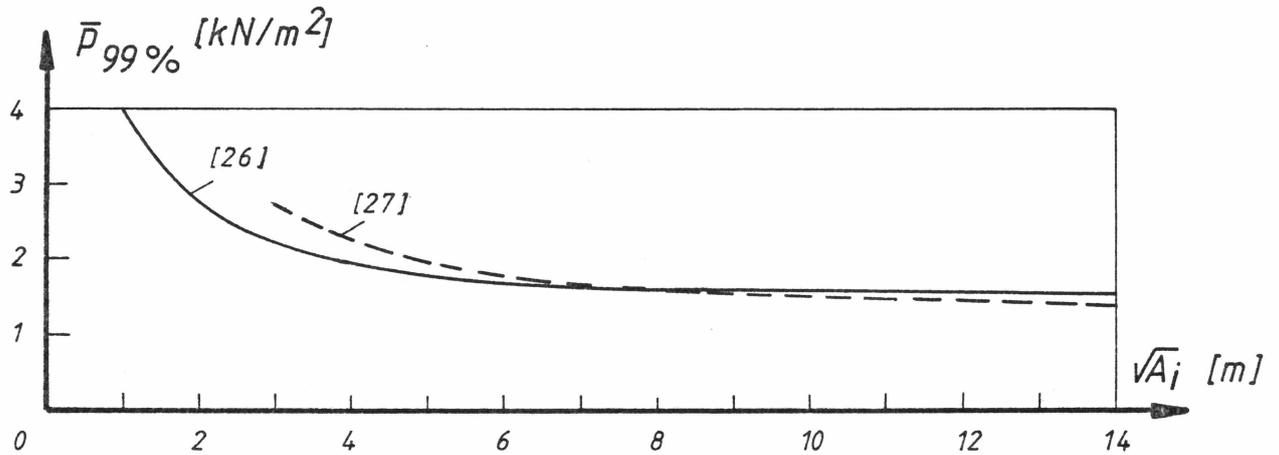


Bild 4.7 99 %-Fraktile der Bürohausnutzlast \bar{p}

größer als 25 m² ($A = 5$) sind, zeigen sich nur geringe Differenzen. Mit den Festlegungen nach [27] erhält man für kleine Einzugsflächen größere Nutzlasten. Sie werden im folgenden zur Beschreibung der Nutzlasten auf der sicheren Seite liegend weiterverwendet. Das Modell von Marten ermöglicht die Ermittlung von Ersatzlasten. Für eine gleichförmig verteilte Ersatzlast p errechnet sich eine Schnittgröße S bei bekannten Einflußflächenordinate $\eta(x,y)$ zu

$$S = p \iint \eta(x,y) dx dy \quad (4.11)$$

Die Schnittgröße S , die sich aus den Lastordinaten $H(x,y)$ des Lastmodells ergibt, lautet

$$S = \iint \eta(x,y) H(x,y) dx dy \quad (4.12)$$

Aus Gl. (4.11) und (4.12) erhält man die gesuchte Ersatzlast

$$p = \frac{\iint \eta(x,y) H(x,y) dx dy}{\iint \eta(x,y) dx dy} \quad (4.13)$$

Die Integration erfolgt über alle Einflußordinaten. Nach der Wahrscheinlichkeitsrechnung lautet der Mittelwert m_p der Ersatzlast p

$$m_p = \frac{\iint \eta(x,y) \cdot m_0 dx dy}{\iint \eta(x,y) dx dy} = m_0 \quad (4.14)$$

und die Standardabweichung

$$\sigma_p = \frac{\sqrt{\iiint \eta(x_1,y_1) \cdot \eta(x_2,y_2) \cdot \sigma_0^2 \cdot g(|x_1-x_2|, |y_1-y_2|) dx_1 dx_2 dy_1 dy_2}}{\iint \eta(x,y) dx dy}$$

Der Mittelwert m_0 der Ersatzlast und der gleichförmig verteilten Nutzlast sind gleich. Die Standardabweichung σ_p ist von der Einzugsfläche $A = a \cdot b$ der betrachteten Schnittgröße abhängig. In [24] sind für verschiedene einfeldrige Tragsysteme geschlossene Lösung der Gleichung (4.15) aufgeführt. Die Ergebnisse sind als Lastfaktoren dargestellt, die sich auf gleiche p -%-Fraktilen der gleichförmig verteilten Nutzlast und der Ersatzlast beziehen.

$$p_{p\%} = f \cdot \bar{p}_{p\%} \quad (4.16)$$

Der Lastkonzentrationsfaktor f ist von der Einzugsfläche A abhängig. Bei kleinerer Einzugsfläche nimmt f zu. Für eine quadratische, vierseitig frei drehbar gelagerte Platte ergeben sich nach [24] die größten Werte. Aus Bild 2.30 in [24] liest man für $A = 1 \text{ m}^2$ $f = 1,25$ und für $A = 200 \text{ m}^2$ $f = 1,1$ ab. Dazwischen verläuft f etwa linear.

Zur Bestimmung der Ersatzlast p werden diese flächenabhängigen Lastfaktoren für alle Systeme auf der sicheren Seite liegend mit den Nutzlasten \bar{p} multipliziert.

Wegen der großen Korrelation zwischen den Nutzlasten auf verschiedenen Geschossen ergeben sich gemäß [24] nur geringe Abminderungsfaktoren für Stützenlasten aus mehreren Stockwerken. Auf eine Verminderung wie sie die DIN 1055 Teil 3 [28] vorsieht, ist daher zu verzichten. Die Stützenlasten errechnen sich nur aus den Ersatzlasten für große Einzugsflächen der entsprechenden Geschosse.

4.2.5 Nennwerte und Sicherheitselemente

In Abschnitt 3 wurde der Sicherheitsindex β für einen Bezugszeitraum von $T = 1$ Jahr festgelegt. Der Zeitraum, in dem sich die Nutzlast quasi nicht ändert, liegt bei etwa 5 Jahren und höher. Die Berechnung der Extremwertverteilung kann bei dem zur Lastkombination verwendeten Prozeß mit konstantem Grundzeitintervall entfallen. Marten [24] verwendet zur Ermittlung der Extremwertverteilung einen Lastprozeß mit Poisson-verteilter Grundzeitintervallen. Er zeigt, daß für kurze Bezugszeiträume die Verteilungsparameter der Grundverteilung und der Extremwertverteilung sich nur geringfügig unterscheiden.

Gemäß Abschnitt 3.5 ist für Lasten, deren Variationskoeffizient größer als $V_Q = 0,10$ sind, die 99 %-Fraktile als Nennwert festgelegt. Für $A = \infty$ errechnet sich der minimale Variationskoeffizient zu $V_p = 0,5$. In Bild 4.8 ist daher die 99 %-Fraktile der Ersatzlast als Nennwert über der Einzugsfläche aufgetragen.

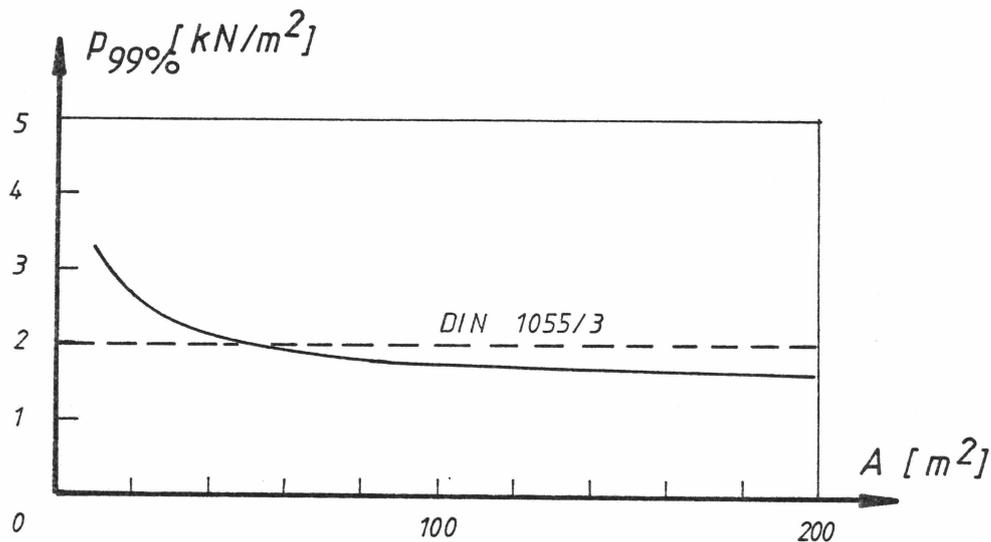


Bild 4.8 Nennwerte der Bürohausnutzlasten

Die derzeitige Festlegung der DIN 1055 Teil 3 ist für Einzugsflächen, die größer als 50 m² sind, ausreichend. Für kleinere Einzugsflächen wäre ein höherer Nennwert zu fordern ($p = 3,50$ kN/m²).

Die Kombinationsbeiwerte ψ_0 und ψ_1 für Bürohausnutzlasten gemäß Abschnitt 3.5 sind gleich, da die Grundverteilung der Extremwertverteilung entspricht. Für $V > 0,5$ ergibt sich aus Bild 3.6 für den Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit ($\beta = 3,0$) $\psi_0 = \psi_1 = 0,6$ und für den Grenzzustand der Tragfähigkeit ($\beta = 4,2$) $\psi_0 = \psi_1 = 0,45$. In [1] wurde vereinfachend für beide Grenzzustände einheitlich $\psi_0 = \psi_1 = 0,6$ festgelegt.

4.3 Nennwerte und Sicherheitselemente für Parkhauslasten

1972/73 wurde von Marten [24] für Parkhäuser eine Nutzlastmessung durchgeführt. Die Auswertung der gemessenen Lasten erfolgte wie bei Mitchell/Woodgate mit Rasterflächen. Als Ergebnisse sind für verschiedene Einzugsflächen getrennt für die Fahrbahn, für schräg und für senkrecht zur Fahrbahn liegende Parkflächen die Verteilungsparameter der gleichförmig verteilten Nutzlast angegeben. Für die Parkflächen, die senkrecht zur Fahrbahn liegen, ergeben sich die größten Lasten. Sie werden im folgenden weiterverwendet.

Marten gibt zur analytischen Beschreibung der Nutzlasten als Grundverteilung eine gemischte Verteilung an:

$$\bar{F}_p(\bar{p}) = w_p(0) + (1 - w_p(0)) \cdot \tilde{F}_p(\bar{p}) \quad (4.17)$$

mit

$$\tilde{F}_p(\bar{p}) = \Phi \left(\frac{\bar{p} - \tilde{m}_p}{\tilde{\sigma}_p} \right) \quad (4.18)$$

$$\tilde{m}_p = \frac{m_p}{1 - w_p(0)} \quad (4.19)$$

$$\tilde{\sigma}_p = \sqrt{\sigma_p^2 - m_p^2 \cdot w_p(0) \cdot \left(1 + \frac{w_p(0)}{1 - w_p(0)}\right)} \quad (4.20)$$

$$w_p(0) = \exp(-0,36 \cdot A) \quad (4.21)$$

$$m_p = 0,8324 \text{ kN/m}^2 \quad (4.22)$$

$$\sigma_p = 0,1273 \cdot \frac{12,24 \cdot \sqrt{A} - 1}{A} \text{ kN/m}^2 \quad (4.23)$$

A = Einzugsfläche

Zur Ermittlung der Extremwertverteilung für $T = 1$ Jahr nimmt Marten bei 4 Lastwechseln pro Tag und im Mittel 312 Tage Nutzung pro Jahr eine Lastwechselzahl $r \approx 1250$ an.

Aufbauend auf diesen Ergebnissen ist in [27] die Jahresextremwertverteilung für Parkhäuser angegeben.

Als Verteilungstyp ist die Extremwert-I-Verteilung festgelegt. Aus dem Mittelwert

$$m_{\bar{p}} = 0,83 + \frac{5,60}{\sqrt{A}} \quad (4.24)$$

und der Standardabweichung

$$\sigma_{\bar{p}} = \frac{0,46}{\sqrt{A}} \quad (4.25)$$

ergibt sich ebenfalls von der Einzugsfläche A abhängig der Variationskoeffizient zu

$$V_{\bar{p}} = \frac{\sigma_{\bar{p}}}{m_{\bar{p}}} = \frac{0,46}{0,83 \sqrt{A} + 5,60} \quad (4.26)$$

Für $A = 1 \text{ m}^2$ errechnet sich $V_{\bar{p}} = 0,072$. Bei größer werdender Einzugsfläche wird $V_{\bar{p}}$ kleiner.

Zur Ermittlung der Ersatzlast ist folgender Lastkonzentrationsfaktor f maßgebend [27]

$$f = 1 + 0,5 \left(\frac{1}{\sqrt{A}} + \frac{1}{\sqrt[3]{A}} \right) \quad (4.27)$$

Da der Variationskoeffizient kleiner als $V=0,1$ ist, kann nach Abschnitt 3 als Nennwert p_k der Mittelwert verwendet werden.

$$p_k = f \cdot m_{\bar{p}} \quad (4.28)$$

In Bild 4.9 ist der Nennwert in Abhängigkeit von der Einzugsfläche A aufgetragen.

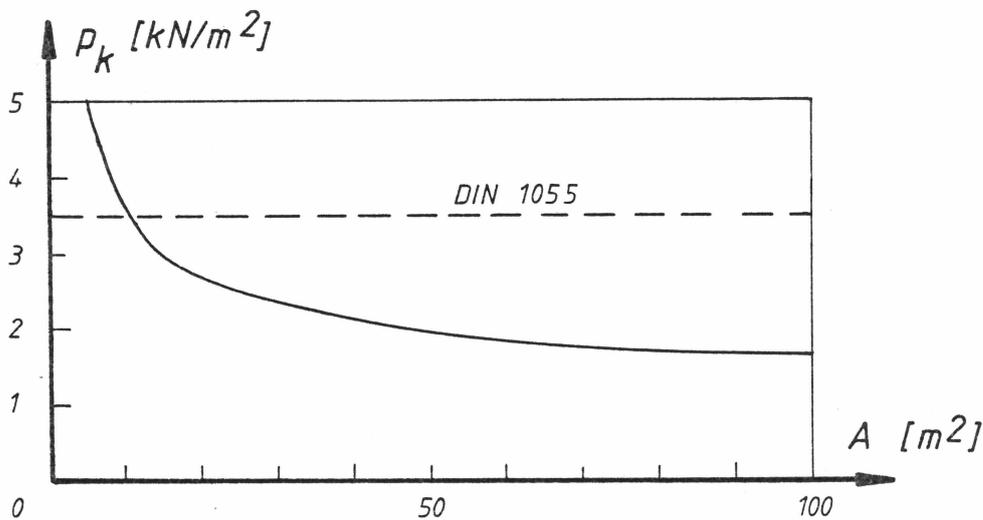


Bild 4.9 Nennwerte für Parkhauslasten

Die DIN 1055 [28] liegt für Einzugsflächen, die größer als 10 m^2 sind, auf der sicheren Seite. Bei Einzugsflächen, die kleiner sind, ist zusätzlich eine Einzellast von 10 kN in ungünstigster Stellung anzuordnen. Bei Einzugsflächen, die größer als 50 m^2 sind und zur Weiterleitung, genügen 2 kN/m^2 .

Der Kombinationsbeiwert γ_o ergibt sich aus Bild 3.2. Für $V < 0,07$ liest man ab

$$\begin{aligned} \gamma_o &= 0,9 \quad \text{für } \beta = 4,7 \\ \gamma_o &= 0,95 \quad \text{für } \beta = 3,0 \end{aligned}$$

In [1] ist vom Grenzzustand unabhängig $\gamma_o = 0,9$ festgelegt.

Die Bestimmung des quasi ständigen Anteils der Parkhauslast erfolgt gemäß Gl. (3.32). In Bild 4.10 ist der Kombinationswert ψ_1 in Abhängigkeit von der Einzugsfläche für den Grenzzustand der Tragfähigkeit und Gebrauchsfähigkeit aufgetragen.

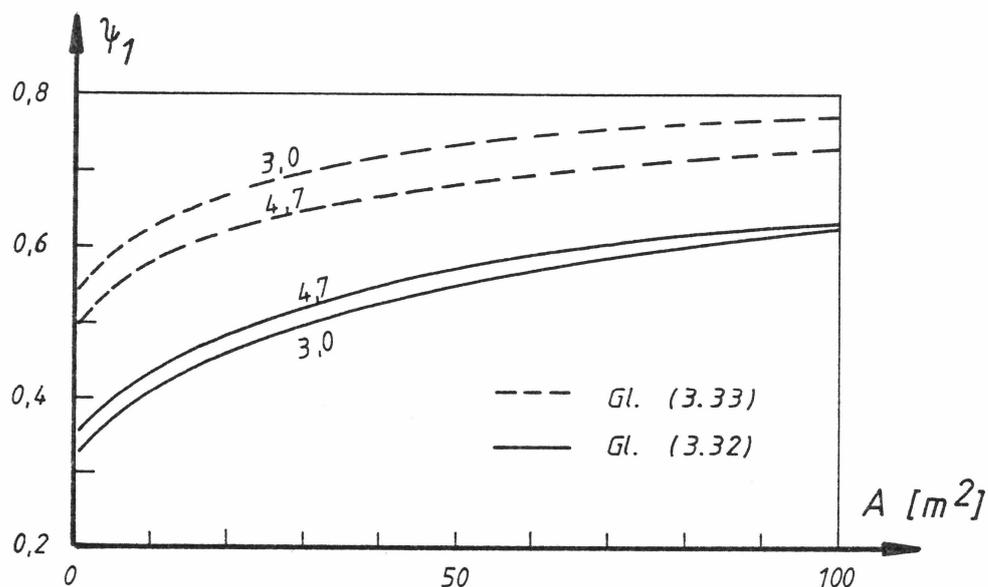


Bild 4.10 Kombinationswert ψ_1 für Parkhauslasten

Zusätzlich ist in Bild 4.10 der Kombinationsbeiwert nach der Näherungsformel (Gl. 3.33) eingezeichnet. Die Näherung liegt auf der sicheren Seite. Vereinfachend kann für Parkhauslasten im Grenzzustand der Trag- und Gebrauchsfähigkeit, wie in [1] $\psi_1 = 0,6$ gewählt werden.

4.4 Nennwerte und Sicherheitselemente für Windbelastung

Eine stochastische Beschreibung der Windbelastung ist umfassend in [30] dargestellt. Im folgenden werden deshalb nur kurz die wichtigsten Zusammenhänge aufgeführt.

Der Staudruck q läßt sich durch die Windgeschwindigkeit v_z in Höhe z , den vom Bauwerk abhängigen aerodynamischen Beiwert c und die Luftdichte ρ ausdrücken:

$$q = c \cdot \rho \cdot \frac{v_z^2}{2} = c \cdot \frac{(v_z [m/s])^2}{1600} \quad (4.29)$$

Die momentane Windgeschwindigkeit $v_z(t)$ in der Höhe z kann in einen sich nur langsam ändernden Anteil \bar{v}_z und einen sich überlagernden turbulenten Anteil $v'_z(t)$ aufgespalten werden:

$$v_z(t) = \bar{v}_z + v'_z(t) \quad (4.30)$$

Das Höhenprofil von \bar{v}_z kann mit einem Potenzgesetz nach [29] beschrieben werden

$$\bar{v}_z = \bar{v}_G \left(\frac{z}{z_G} \right)^\alpha \quad (4.31)$$

mit der Gradientengeschwindigkeit \bar{v}_G in der Höhe z_G und dem Rauigkeitsparameter α ; der von der Geländebeschaffenheit abhängt.

In [30, 31] sind für Deutschland Jahresextremwerte aus gemessener Windgeschwindigkeiten ermittelt worden. Als Verteilungstyp eignet sich für \bar{v}_G als auch für den daraus abge-

leiteten Staudruck \bar{q}_G die Extremwert-I-Verteilung (Gl. 2.29). Für Normallagen wurden als häufigster Extremwert $u_G = 28$ m/s und als Variationsmaß $\frac{1}{\alpha \cdot u_G} = 0,1$ für die Gradientenwindgeschwindigkeit ermittelt. Daraus ergibt sich als Mittelwert

$$m_{\bar{v}_G} = 29,6 \text{ m/s} \quad (4.32)$$

und als Variationskoeffizient

$$V_{\bar{v}_G} = 0,12 \quad (4.33)$$

Für den Staudruck errechnet sich

$$m_{\bar{q}_G} = 0,548 \text{ kN/m}^2 \quad (4.34)$$

$$V_{\bar{q}_G} = 2 \cdot V_{\bar{v}_G} = 0,24 \quad (4.35)$$

Die Unterschiede bei höheren Fraktile für Extremwert-I-verteilte Windgeschwindigkeit oder Staudruck sind in [18] dargestellt. Wird die Windgeschwindigkeit als Basisvariable gewählt, ist auch der Teilsicherheitsbeiwert $\gamma_f^Q = 1,3$ auf \bar{v}_z zu beziehen. Daraus folgt für den Staudruck ein Teilsicherheitsbeiwerte $\gamma_f^Q = 1,69$. Da über der 95 % - Fraktile nur wenige Messwerte von Windgeschwindigkeiten vorliegen, wird im weiteren der Staudruck als Basisvariable festgelegt, da Teilsicherheitsbeiwert $\gamma_f^Q = 1,3$ und Nennwert an Zahlenwerte derzeit gültigen Normen anschließen.

Als Nennwert \bar{q}_{Gk} ist gemäß Abschnitt 3 die 99 %-Fraktile zu wählen.

$$\bar{q}_{Gk} = 0,961 \text{ kN/m}^2 \quad (4.36)$$

Dies entspricht einer Gradientenwindgeschwindigkeit

$$\bar{v}_{Gk} = 39,2 \text{ m/s} . \quad (4.37)$$

Unter Berücksichtigung der Böenmaxima ergibt sich als Höhenprofil für den Nennwert der Böenwindgeschwindigkeit

$$v_{zk} = \bar{v}_{Gk} \left[\left(\frac{z}{z_G} \right)^\alpha + \left(\frac{z_1}{z_G} \right)^\alpha \cdot \xi \right] , \quad (4.38)$$

mit dem Böenkoeffizient ξ , der auf die Windgeschwindigkeit in Höhe $z_1 = 10 \text{ m}$ bezogen ist. Für 2-s-Böen werden in [30] folgende Zahlenwerte angegeben:

	offenes Gelände	Stadt
α	0,16	0,28
ξ	0,56	0,98
z_G	200 m	400 m

Gemäß Gl.(4.29) für $c = 1$ ist in Bild 4.11 der Staudruck q_k über die Höhe z aufgetragen. Diese Staudruckverteilung weicht nur in größeren Höhen von der Festlegung in DIN 1055/4 [32] ab. In Stadtgebieten wird der Staudruck kleiner, da die Bodenrauigkeit zunimmt.

Der Nennwert q_k ist zur Berücksichtigung der dynamischen Reaktion mit einem vom Bauwerk abhängigen Vergrößerungsfaktor zu vervielfachen [33].

Den Kombinationsbeiwert γ_0 für Windlasten erhält man aus Bild 3.7. Bei $v_q = 0,24$ liest man für den Grenzzustand der Tragfähigkeit $\gamma_0 = 0,7$ und für den Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit $\gamma_0 = 0,9$ ab.

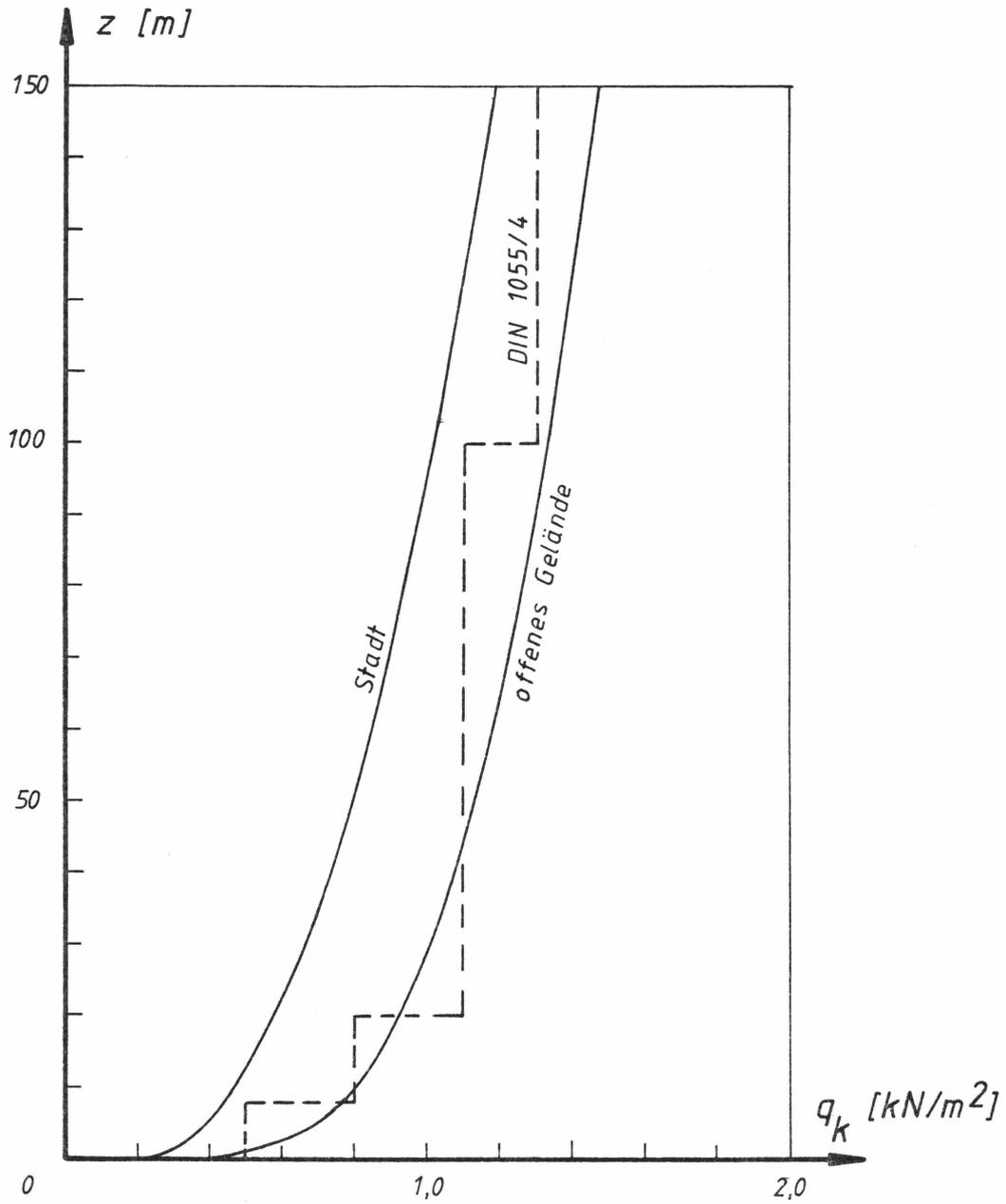


Bild 4.11 Windstaudruck für Normallage ($u_G = 28 \text{ m/s}$)
bei 2-s-Böen

Der Kombinationsbeiwert ψ_1 zur Berechnung des quasi ständigen Anteils der Windlast ergibt sich aus Bild 3.8 unter der Annahme, daß das Grundzeitintervall τ der mittleren Windgeschwindigkeit etwa 3 Tage beträgt. Bei der Lastwechselzahl $r = 120$ pro Jahr ist für $\beta = 4,7$ $\psi_1 = 0,15$ und für $\beta = 3,0$ $\psi_1 = 0,20$ maßgebend.

In [1] sind vom Grenzzustand unabhängig folgende Kombinationsbeiwerte festgelegt:

$$\begin{aligned}\psi_0 &= 0,7 \\ \psi_1 &= 0,0\end{aligned}$$

4.5 Nennwerte und Sicherheitselemente für Schneelasten

Die in DIN 1055 Teil 5 [34] festgelegten Regelschneelasten s_0 stützen sich auf vom Deutschen Wetterdienst zur Verfügung gestellten Daten, die aus 30 aufeinanderfolgenden Wintern von 1821 Meßstationen aufgenommen wurden. Als Verteilungstyp wird die Extremwert-I-Verteilung angesetzt. Der mittlere Variationskoeffizient beträgt $V_s = 0,45$. Die Regelschneelast s_0 entspricht der 95 %-Fraktile. Der Mittelwert der Dachschneelast

$$m_s = m_{sh} \cdot \gamma \cdot \alpha \quad (4.39)$$

errechnet sich aus dem mittleren Schneehöhenmaximum m_{sh} , der rechnerischen Schneerohwichte $\gamma \approx 2,15 \text{ kN/m}^2$ und dem Umrechnungsfaktor von Schneehöhe Boden auf Schneehöhe Gelände $\alpha \approx 0,8$. Die Regelschneelasten sind je nach geographischer Höhe und Lage festgelegt. Für $s_0 = 0,75 \text{ kN/m}^2$, errechnet sich der Mittelwert zu

$$m_s = 0,41 \text{ kN/m}^2. \quad (4.40)$$

Daraus ergibt sich die gemäß Abschnitt 3 als Nennwert s_k festgelegte 99 %-Fraktile zu

$$s_k = 0,98 \text{ kN/m}^2 . \quad (4.41)$$

Von Gränzer/Riemann [35] wurden 1980 die gleichen Daten nochmals statistisch ausgewertet. Bei gleichem Verteilungstyp liegen nach ihren Ergebnissen die 95 %-Fraktile höher als nach [34]. Die ermittelten Variationskoeffizienten reichen von $V_s = 0,29$ bis $V_s = 1,49$; je nach Meßdaten. Im Flachland wurden die höheren Variationskoeffizienten festgestellt. Eine Erklärung für die zum Teil großen Abweichungen von der bisherigen Festlegung konnte bislang nicht gefunden werden.

Ausgehend von den Angaben in [34] ergeben sich gemäß Abschnitt 3.5 folgende Kombinationsbeiwerte

$$\begin{aligned} \psi_0 &= 0,6 & (\beta &= 4,7) \\ \psi_0 &= 0,8 & (\beta &= 3,0) . \end{aligned}$$

Die Kombinationsbeiwerte ψ_1 für den quasi ständigen Anteil der Schneelast bei einem Grundzeitintervall von 4 Monaten lautet gemäß Bild (3.8):

$$\begin{aligned} \psi_1 &= 0,3 & (\beta &= 4,7) \\ \psi_1 &= 0,4 & (\beta &= 3,0) \end{aligned}$$

In [1] wurden vereinfachend für den Grenzzustand der Gebrauchs- und der Tragfähigkeit einheitlich folgende Kombinationsbeiwerte festgeschrieben:

$$\begin{aligned} \psi_0 &= 0,7 \\ \psi_1 &= 0,3 \end{aligned}$$

5. Sicherheitsniveau des Lastkonzepts

5.1 Grenzzustandsgleichung und Nachweisverfahren

Abschnitt 3 stellt für vorgegebene Sicherheitsindizes β feste von der Bemessungssituation unabhängige Bemessungswerte zur Verfügung. Sie werden so angegeben, daß β nur um ein zulässiges Maß unterschritten werden soll. Die Bemessungswerte für Einwirkungen werden durch Nennwerte und verschiedene von der Kombination der Einwirkungen abhängige Sicherheitselemente ausgedrückt. Die Abweichungen vom angezielten Sicherheitsindex β bei Bemessungen mit den in Abschnitt 3 und 4 gewählten Sicherheitselementen für Einwirkungen werden im folgenden untersucht.

Die Anteile der einzelnen Basisvariablen an der Zuverlässigkeit und damit an β eines Grenzzustandes werden durch Produkte der partiellen Ableitungen der Grenzzustandsgleichung nach den Basisvariablen und ihren angepaßten Verteilungsparametern bestimmt (Abschnitt 2.3). Zur Überprüfung der Abweichungen des Sicherheitsindex β reicht deshalb eine Grenzzustandsgleichung aus, bei der die partiellen Ableitungen nach den Basisvariablen jeweils eins ergeben. Die Verhältnisse der Mittelwerte oder auch Nennwerte der zu untersuchenden Basisvariablen müssen dann obere und untere Grenzwerte einschließen, so daß die Basisvariablen wechselnde Einflüsse auf die Zuverlässigkeit haben.

Als Grenzzustandsgleichung wird

$$Z = R - (G + Q_1 + Q_2) = 0 \quad (5.1)$$

gewählt. Der Widerstand R wird auf das Eigengewicht G und die Nutzlast Q_N , die wahlweise mit der Schneelast Q_S oder der Windlast Q_W kombiniert werden, nach den Festlegungen im Abschnitt 3 und 4 bemessen. Die Berechnung des vorhandenen Sicherheitsindex β erfolgt mit einem Rechenprogramm, das nach dem Kombinationsverfahren gemäß [14] arbeitet.

Da das Grundzeitintervall von Nutzlasten etwa $\tau = 5$ Jahre beträgt, muß der Nachweis von β in diesem Bezugszeitraum durchgeführt werden. Die ermittelten β -Werte werden auf $T = 1$ Jahr gemäß Gl. (2.35) umgerechnet.

Quasi ständige Anteile der veränderlichen Einwirkungen werden nicht berücksichtigt.

5.2 Verteilungsparameter, Sicherheitselemente und Bemessungswerte der Basisvariablen

In Tabelle 5.1 sind die Verteilungsparameter und Sicherheitselemente der Einwirkungen nach [1] zusammengestellt.

Sicherheitsklasse (SK) :					T2	G2
S	V	r	Nennwert s_k	ψ_0	γ_f	γ_f
G	0,10	1	Mittelwert	1,0	1,3	1,1
Q_N	1,00	1	99%-Fraktile	0,6	1,3	1,0
Q_W	0,25	5	"	0,7	1,3	1,0
Q_S	0,45	5	"	0,7	1,3	1,0

Tabelle 5.1: Verteilungsparameter und Sicherheitselemente für Einwirkungen

- V: Variationskoeffizient
- r: Lastwechselzahl
- ψ_0 : Kombinationsbeiwert
- γ_f : Teilsicherheitsbeiwert
- T2: Sicherheitsklasse 2 Tragfähigkeit
- G2: Sicherheitsklasse 2 Gebrauchsfähigkeit

Gemäß Abschnitt 3.6 und 3.7 sind die Teilsicherheitsbeiwerte für Einwirkungen mit dem Beiwert $\gamma_{\text{sys}} = 1,1$ bzw. 1,0 und zur Berücksichtigung einer anderen Sicherheitsklasse mit $\gamma_n = 1,1$ bzw. 0,9 zu multiplizieren.

Widerstand R

Da vorwiegend der Einfluß der Einwirkungen auf den Sicherheitsindex gezeigt werden soll, wird der Variationskoeffizient des Widerstandes R mit $V_R = 0,07$ klein festgelegt, damit das Verhältnis der Standardabweichungen σ_S / σ_R (Abschnitt 3.3) nahe am Grenzwert $\max(\sigma_S / \sigma_R)$ liegt. Bei steigenden Variationskoeffizienten für R würde das Verhältnis σ_S / σ_R kleiner und damit der vorhandene Sicherheitsindex größer.

Der Bemessungswert für R errechnet sich zu

$$r^* = g^* + q_1^* + q_2^* \quad (5.2)$$

mit den Bemessungswerten

$$g^* = \gamma_f^G \cdot \gamma_{\text{sys}} \cdot \gamma_n \cdot g_k \quad (5.3)$$

der ständigen Einwirkung G,

$$q^* = \gamma_f^Q \cdot \gamma_{\text{sys}} \cdot \gamma_n \cdot q_k \quad (5.4)$$

der veränderlichen Einwirkung mit dem größeren Streuungseinfluß und

$$q^* = \gamma_f^Q \cdot \gamma_{\text{sys}} \cdot \gamma_n \cdot \psi_0 \cdot q_k \quad (5.5)$$

der anderen veränderlichen Einwirkung Q .

Zur Festlegung der veränderlichen Einwirkung mit dem größeren Streuungseinfluß, wurden vereinfachend die partiellen Ableitungen mit den Standardabweichungen σ_i und nicht mit den angepaßten Standardabweichungen σ'_i der Basisvariablen Q_i multipliziert.

Als Verteilungstyp ist für den Widerstand R die logarithmische Normalverteilung vorgesehen.

Bei vorgegebenen Bemessungswerten für die Einwirkungen ergibt sich der Mittelwert für R mit festen α_R - Werten gemäß Gleichung (3.14) zu

$$m_R = \frac{r^*}{\exp(-0,8 \cdot \beta \cdot G_R^{LN} - 0,5 \cdot G_R^{LN^2})} \quad (5.6a)$$

mit

$$G_R^{LN} = \sqrt{\ln(V_R^2 + 1)}. \quad (5.6b)$$

Eigengewicht G

Der Variationskoeffizient V_G wurde bewußt groß angesetzt, um auch größere Streuungen von Ausbaulasten mitzuerfassen. In [1] ist bei nicht dominierendem Streuungseinfluß von ständigen Einwirkungen G auf eine Abminderung des zugehörigen Teilsicherheitsbeiwertes γ_f^G zu verzichten. Gemäß Abschnitt 3.5 reicht jedoch in diesem Fall $\gamma_f^G = 1,1$ aus. Der Einfluß des geringeren Teilsicherheitsbeiwertes auf β wird in Abschnitt 5.3 gezeigt. Als Verteilungstyp für G wird die Normalverteilung angesetzt.

Nutzlast Q_N

Der Variationskoeffizient $V_Q = 1,0$ entspricht einer Bürohausnutzlast mit kleiner Einzugsfläche A (Abschnitt 4.2). Für größere Einzugsflächen wird V_Q kleiner.

Veränderliche Einwirkungen, die nicht den größten Streuungseinfluß haben, dürfen mit dem Kombinationsbeiwert ψ_0 abgemindert werden. Gemäß Abschnitt 4.2.5 ist im Grenzzustand der Tragfähigkeit $\psi_0 = 0,45$ anzusetzen. Die Sicherheits-

richtlinie [1] verzichtet auf eine Differenzierung der Kombinationsbeiwerte für den Tragfähigkeits- und Gebrauchsfähigkeitsnachweis. Die Auswirkungen auf β werden im folgenden untersucht.

Die Nutzlasten wurden gemäß Abschnitt 4.2 Extremwert-I-verteilt angenommen.

Windlast Q_W

Für Windlasten wird auf der sicheren Seite liegend ein Variationskoeffizient $V = 0,25$ angesetzt. Als Bezugszeitraum der Extremwert-I-Verteilung liegt $T = 1$ Jahr zugrunde. Zur Kombination mit Nutzlasten ($T = 5$ Jahre) sind $r = 5$ Lastwechsel notwendig.

Schneelast Q_S

Der Variationskoeffizient ist entsprechend Abschnitt 4.5 festgelegt. Für Bezugszeitraum, Verteilungstyp und Lastwechselzahl gilt das Gleiche wie für Windlasten.

5.3 Ergebnisse

In den Bildern 5.1 - 5.7 sind die errechneten Sicherheitsindizes aufgetragen, die sich nach den Bemessungswerten gemäß Abschnitt 5.2 ergeben. Der Beiwert $\gamma_{sys} = 1,1$ wurde im Grenzzustand der Tragfähigkeit berücksichtigt.

Auf den Abszissen ist jeweils das Nennwertverhältnis der Nutzlast q_{k1} zur Summe der veränderlichen Einwirkungen, auf den Ordinaten ist der Sicherheitsindex β (BETA) aufgetragen. Der Kurvenparameter ist das Nennwertverhältnis von Eigengewicht g_k zur Summe der veränderlichen Einwirkungen q_{ki} .

Zusätzlich ist der minimal zulässige Sicherheitsindex $\min \beta$ der entsprechenden Sicherheitsklasse (SK) als Parallele zur Abszisse eingezeichnet. Bei Nennwertverhältnissen von veränderlichen Einwirkungen $q_k / \sum q_{ki}$, die zwischen null und der Unstetigkeitsstelle liegen, wird Q1 mit ihrem Kombinationswert multipliziert, im anderen Fall Q2.

Bild 5.1 und Bild 5.2 stellt den Regelfall im Grenzzustand der Tragfähigkeit für die mittlere Sicherheitsklasse dar ($SK = T2$). Die Teilsicherheitsbeiwerte, Nennwerte und Kombinationsbeiwerte entsprechen den Angaben in Tabelle 5.1. Der zulässige Sicherheitsindex wird bei geringerem Eigengewichtsanteil ($g_k / \sum q_{ki} = 0,05$) und Schneelast oder Nutzlast alleine um $\Delta\beta = 0,2$ unterschritten. Dieser Fall ist baupraktisch nicht von Bedeutung. Bei etwa gleichen Anteilen von veränderlichen Einwirkungen ergibt sich der maximale Sicherheitsindex β , der mit steigendem Eigengewichtsanteil bis auf $\beta = 7,0$ wächst (Bild 5.2). Wirkt überwiegend Eigengewicht ($g_k / \sum q_{ki} = 10$) hat G auch den größten Streuungseinfluß. Der Sicherheitsindex wird deshalb kleiner, liegt aber immer noch deutlich über $\beta = 6,0$. In diesem Fall wäre es ausreichend, beide veränderlichen Einwirkungen mit ihren Kombinationsbeiwerten zu berücksichtigen.

Um den Einfluß eines verminderten Teilsicherheitsbeiwertes für ständige Einwirkungen, die nicht den größten Streuungseinfluß haben, zu untersuchen, sind in Bild 5.3 die Ergebnisse der Kombination von Nutzlasten und Schneelasten, bei der das Eigengewicht mit $\gamma_f^G = 1,1$ eingeführt wurde, dargestellt. Der Sicherheitsindex β hat sich für $g_k / \sum q_{ki} = 1,0$ um etwa $\Delta\beta = 0,5$ vermindert, für kleinere Eigengewichtsanteile entsprechend weniger. Dadurch erhält man ein gleichmäßigeres Sicherheitsniveau. Der Doppelnachweis mit $\gamma_f^G = 1,1$ und $\gamma_f^G = 1,3$ ist für die Praxis jedoch nachteilig. Deshalb wurde in [1] die Reserve nicht ausgeschöpft.

Gemäß Tabelle 5.1 ist als Kombinationsbeiwert für Nutzlasten $\gamma_o = 0,6$ maßgebend. Nach Abschnitt 4.2.5 reicht jedoch im Grenzzustand der Tragfähigkeit $\gamma_o = 0,45$ aus. Wie Bild 5.4 zeigt, ergibt sich damit bei der Kombination von Nutzlasten mit Schneelasten nur eine maximale Abnahme des Sicherheitsindex um $\Delta\beta = 0,3$.

Zur Berücksichtigung einer höheren (SK = T3) bzw. kleineren (SK = T1) Sicherheitsklasse sind die Teilsicherheitsbeiwerte γ_f mit $\gamma_n = 1,1$ bzw. $\gamma_n = 0,9$ zu vervielfachen. Bild 5.5 zeigt, daß diese Festlegungen bei geringem Eigengewichtsanteil in der Sicherheitsklasse 3 zur deutlichen Unterschreitung des zulässigen Sicherheitsindex $\min \beta = 4,7$ führt. Der Beiwert zur Berücksichtigung der höheren Sicherheitsklasse sollte mit $\gamma_n = 1,15$ festgelegt werden. Bei gleichem Nennwertverhältnis von Eigengewicht und veränderlichen Einwirkungen steigt der Sicherheitsindex bis auf $\beta = 6,5$ an. In der Sicherheitsklasse 2 wird mit $\gamma_n = 0,9$ der zulässige Sicherheitsindex $\min \beta = 3,7$ für alle Nennwertverhältnisse eingehalten.

Die Resultate der Lastkombinationen im Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit sind in den Bildern 5.6 und 5.7 zusammengestellt. In der mittleren Sicherheitsklasse 2 liegen mit den Festlegungen, die in Tabelle 5.1 zusammengefaßt sind, die Sicherheitsbeiwerte für alle Nennwertverhältnisse nicht unter $\min \beta = 2,5$. Der Einfluß des Eigengewichtsanteils fällt geringer aus, da mit $\gamma_f^G = 1,1$ und dem Mittelwert als Nennwert die Anforderungen, die sich aus Bild 3.4 ergeben, nicht erfüllt werden. Der angestrebte Sicherheitsindex $\beta = 3,0$ dieser Sicherheitsklasse wird im Regelfall jedoch immer überschritten.

In Sicherheitsklasse 1 fehlt mit $\gamma_f^G \cdot \gamma_n = 1,0$ ein Sicherheitszuschlag für das Eigengewicht. Die Zuverlässigkeit wird dann überwiegend durch die veränderlichen Einwirkungen Q_i und den Widerstand R gewährleistet. Der Eigengewichtsanteil hat dann nur geringen Einfluß (Bild 5.7). Der Sicherheitsindex liegt jedoch bei allen Nennwertverhältnissen über $\beta = 2,5$.

In Sicherheitsklasse 3 wird der zulässige Sicherheitsbeiwert $\beta = 3,0$ nicht unterschritten. Für $g_k / \sum q_{ki} = 1,0$ tritt als Maximalwert $\beta = 4,2$ auf.

Im Grenzzustand der Gebrauchsfähigkeit ergeben sich geringere Zuverlässigkeitsschwankungen bei wechselnden Nennwertverhältnissen als im Grenzzustand der Tragfähigkeit. Wirken mehr als eine Einwirkung gleichzeitig, steigt der Sicherheitsindex β erheblich an. Um dieses Ansteigen zu vermeiden, sind die Sicherheitselemente stärker zu differenzieren. Den damit verbundenen Kosteneinsparungen bei den Werkstoffmassen steht ein erhöhter Aufwand bei der Bemessung mit der Möglichkeit, komplexere Bemessungskonzepte falsch anzuwenden und damit neue Risiken zu verursachen, entgegen.

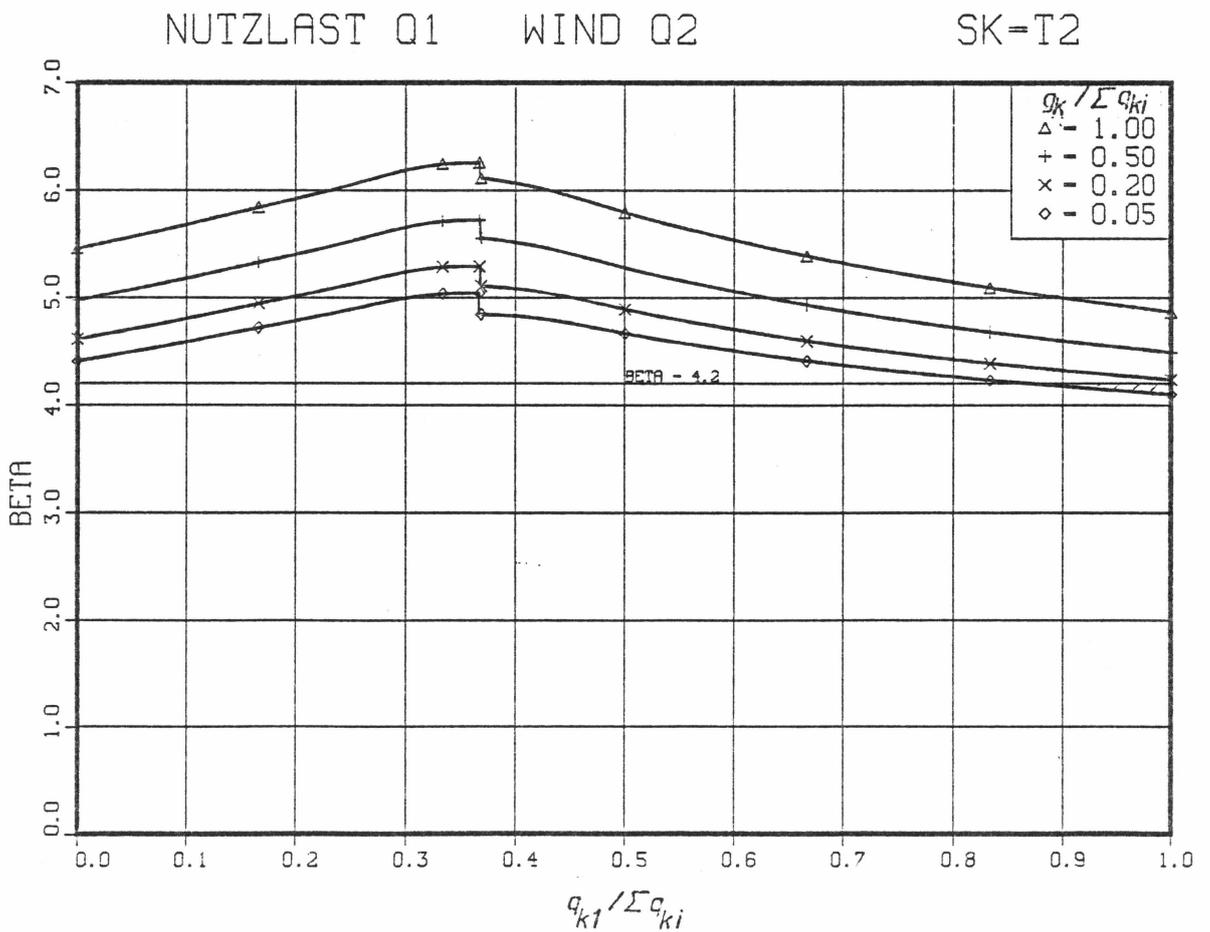
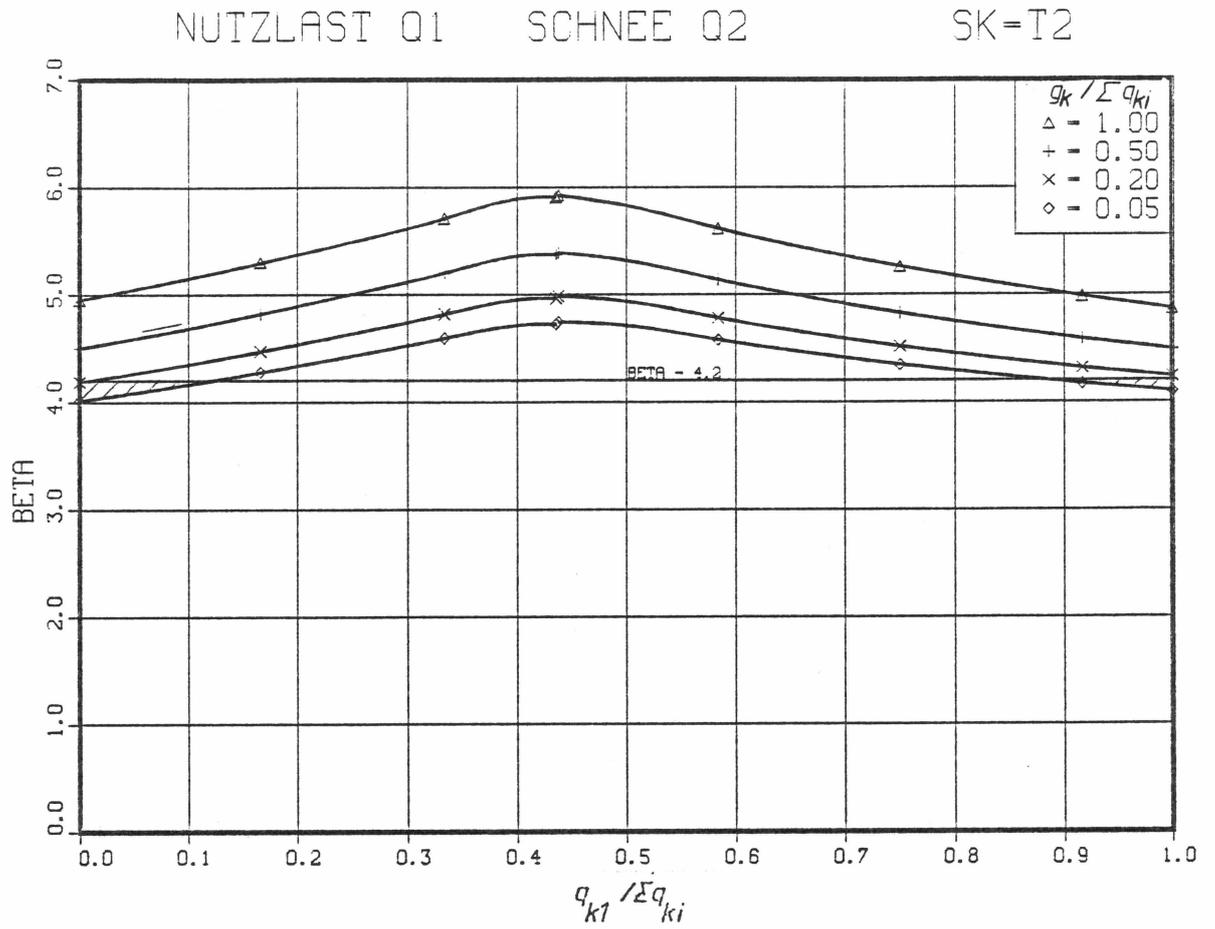


Bild 5.1 Kombination Nutzlast mit Schneelast oder Windlast, Sicherheitselemente gemäß [1], min $\beta = 4,2$

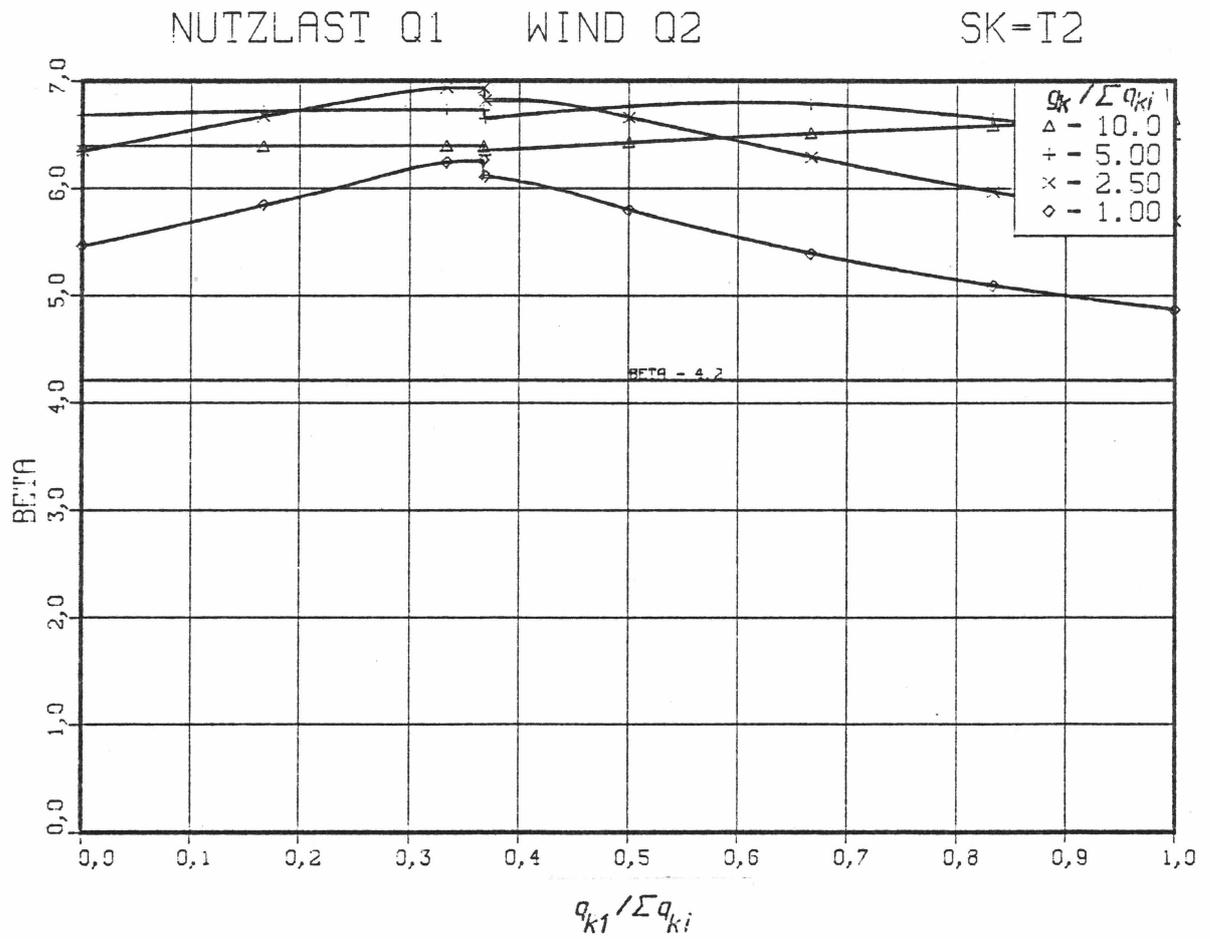


Bild 5.2 Kombination Nutzlast mit Windlast, Sicherheitselemente gemäß [1] , min $\beta = 4,2$

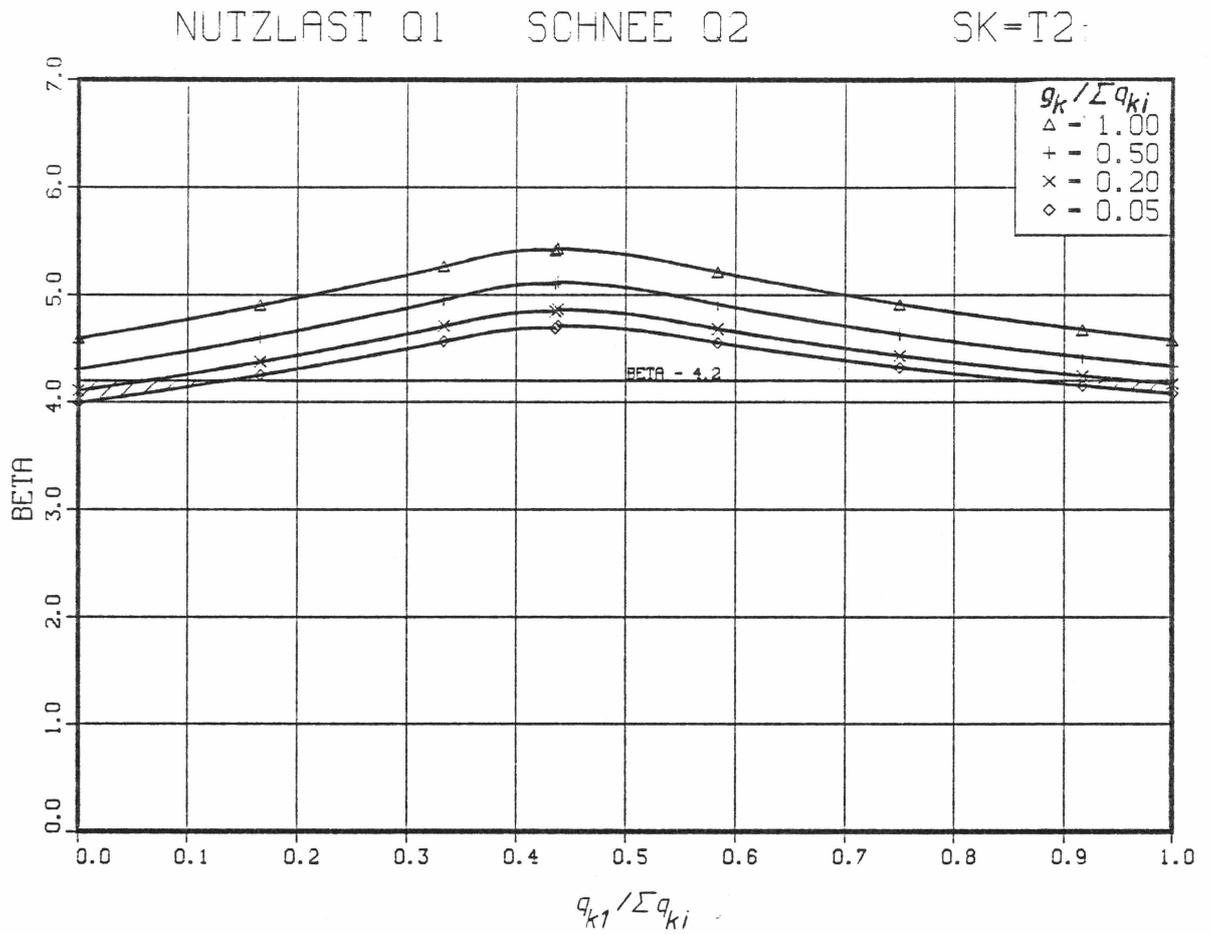


Bild 5.3 Kombination Nutzlast mit Schneelast, Sicherheitselemente gemäß [1] außer Teilsicherheitsbeiwert für Eigengewicht: $\gamma_f^G = 1,1$, $\min \beta = 4,2$

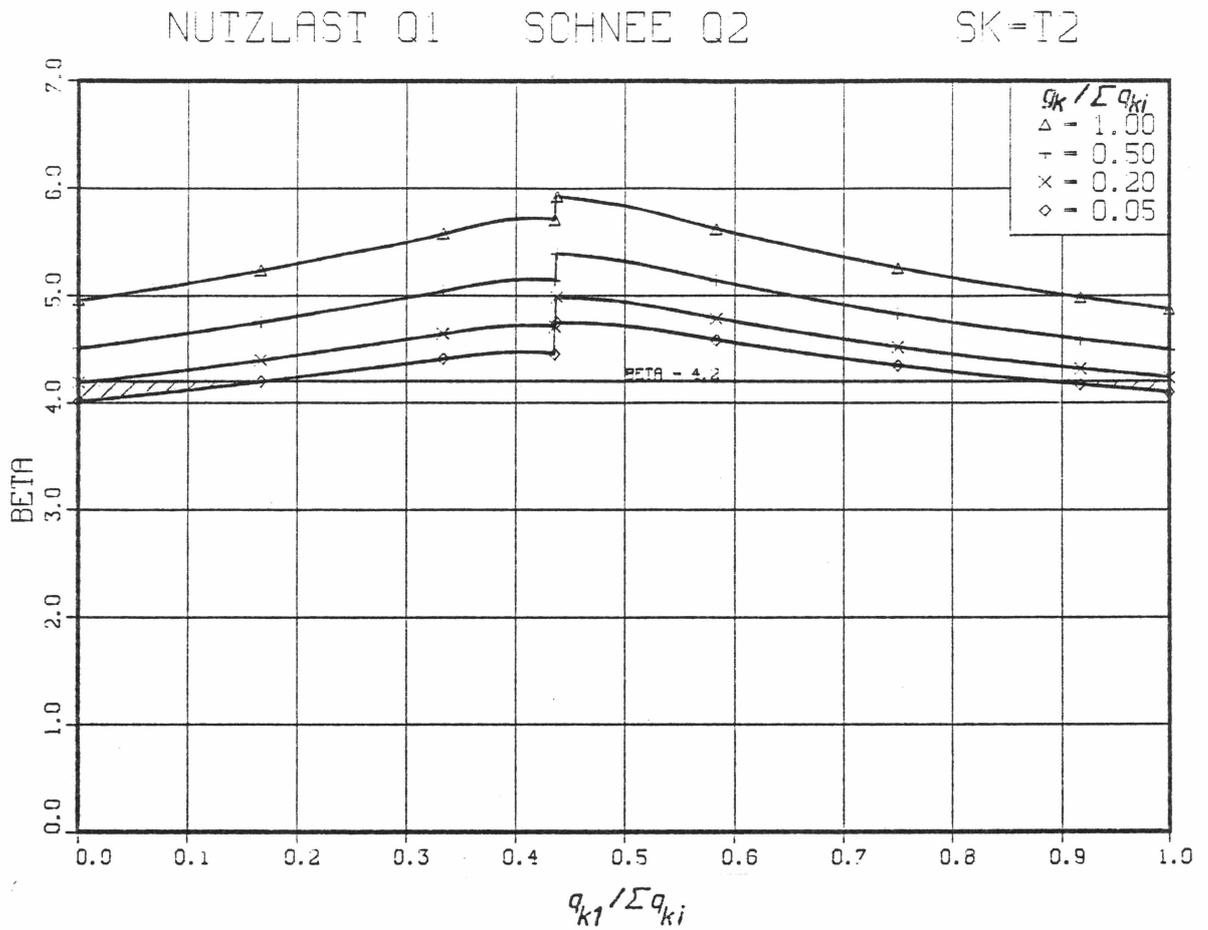


Bild 5.4 Kombination Nutzlast mit Schneelast, Sicherheitselemente gemäß [1] außer Kombinationsbeiwert für die Nutzlast: $\gamma_0 = 0,45$, $\min \beta = 4,2$

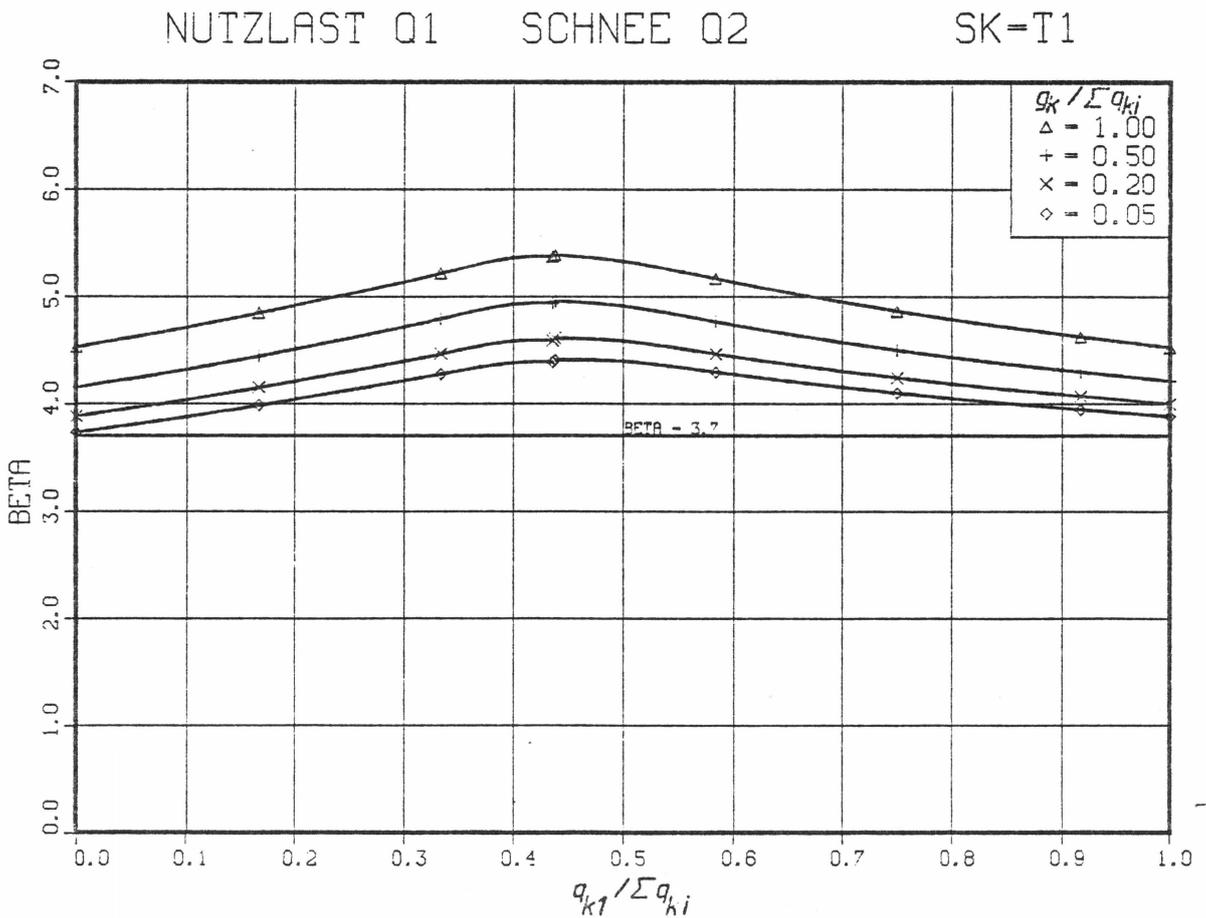
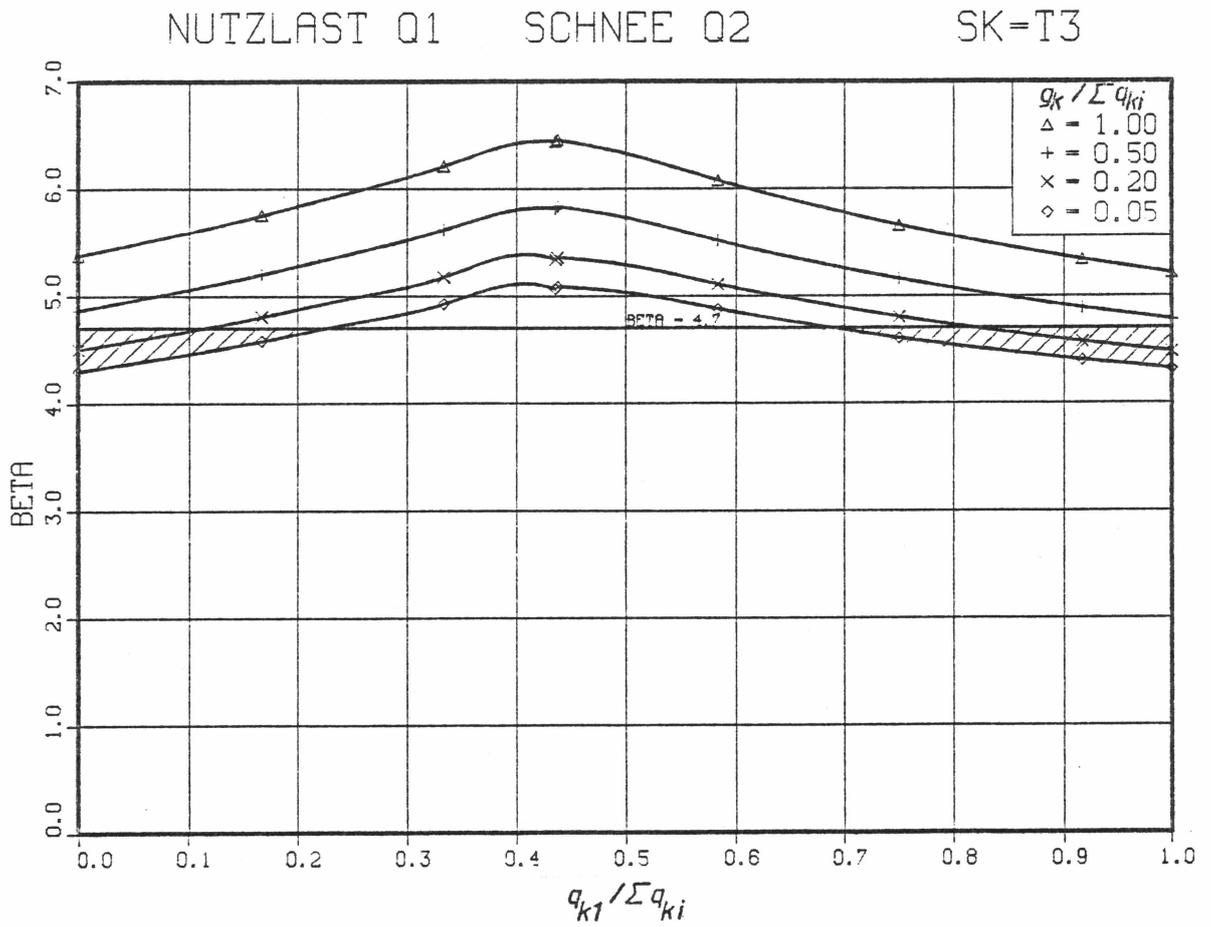
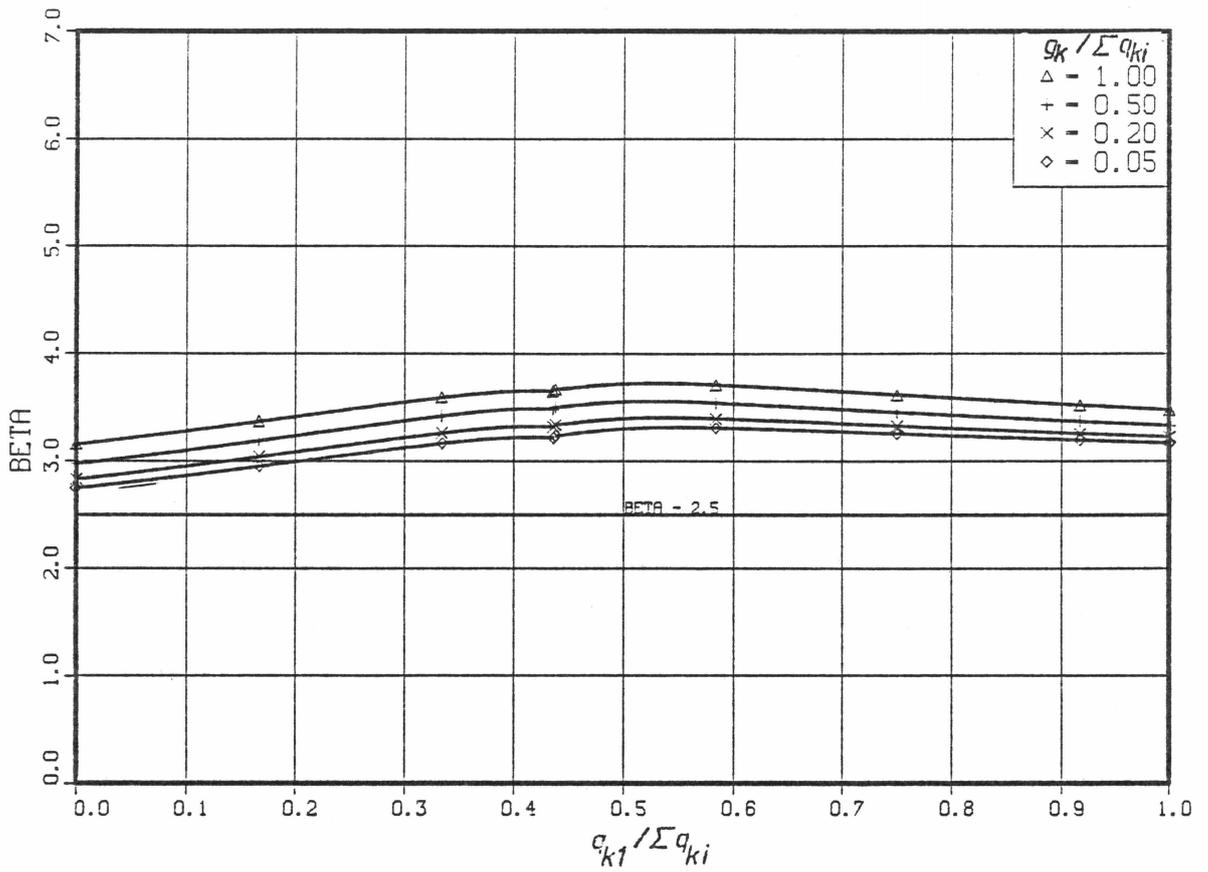


Bild 5.5 Kombination Nutzlast mit Schneelast, Sicherheitselemente gemäß [1]. SK = T3: min $\beta = 4,7$; SK = T1: min $\beta = 3,7$

NUTZLAST Q1

SCHNEE Q2

SK=G2



NUTZLAST Q1

WIND Q2

SK=G2

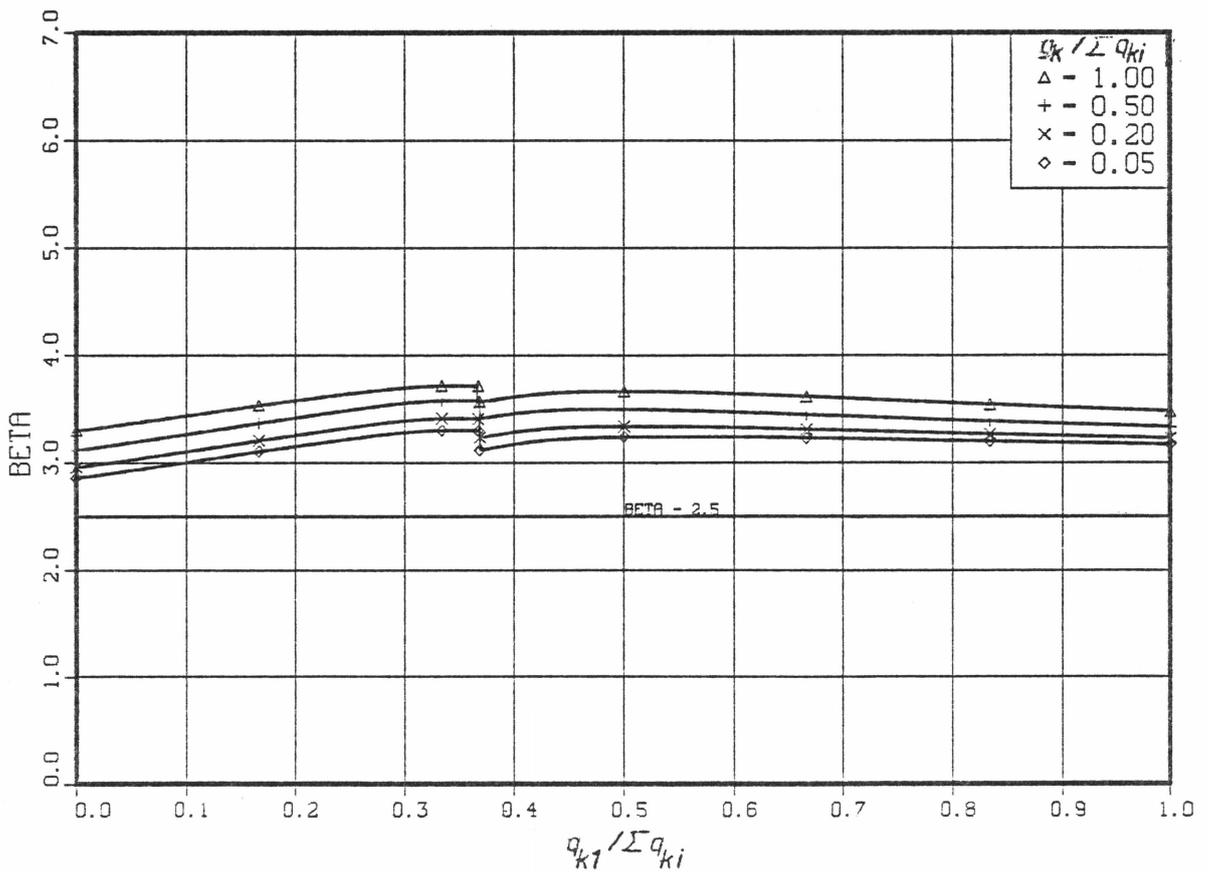


Bild 5.6 Kombination Nutzlast mit Schneelast oder Windlast, Sicherheitselemente gemäß [1], min $\beta = 2,5$

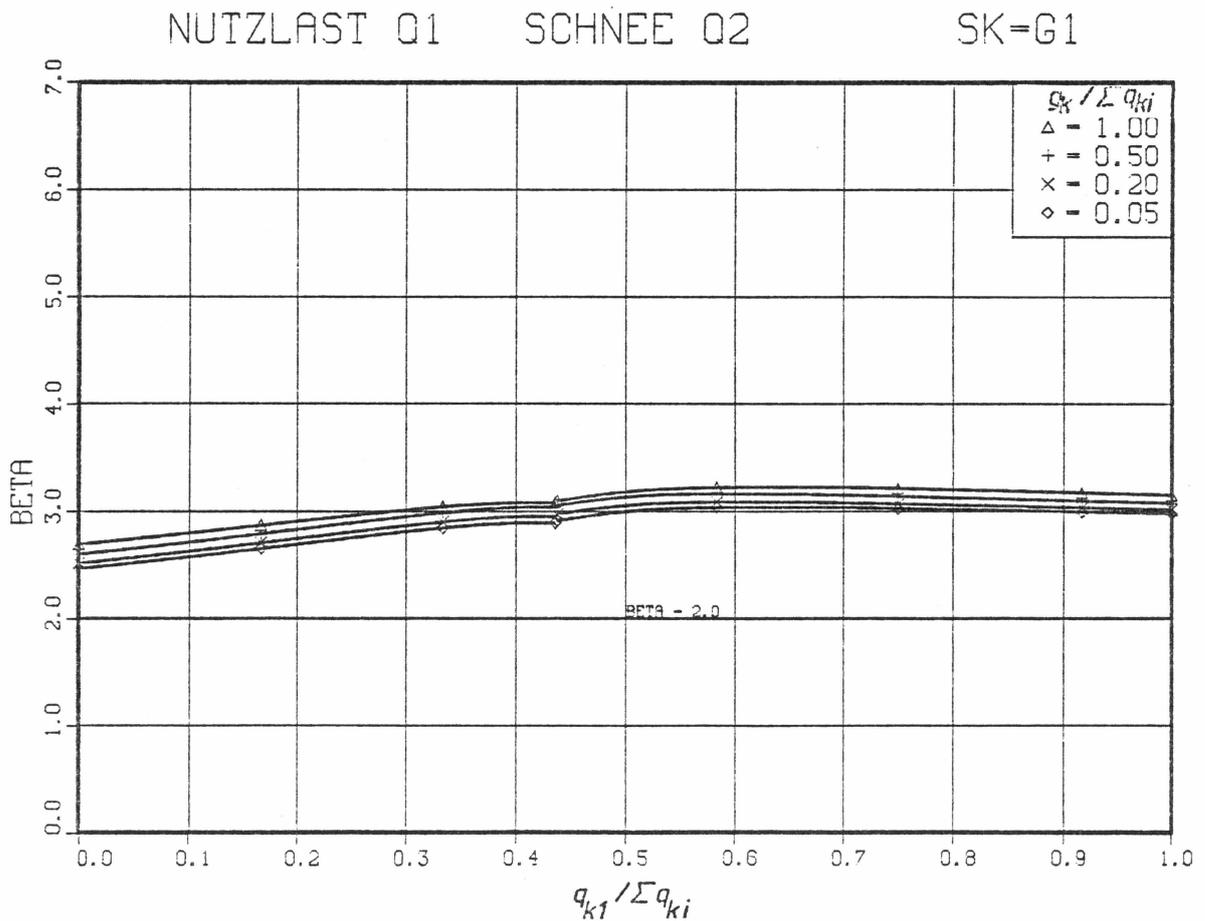
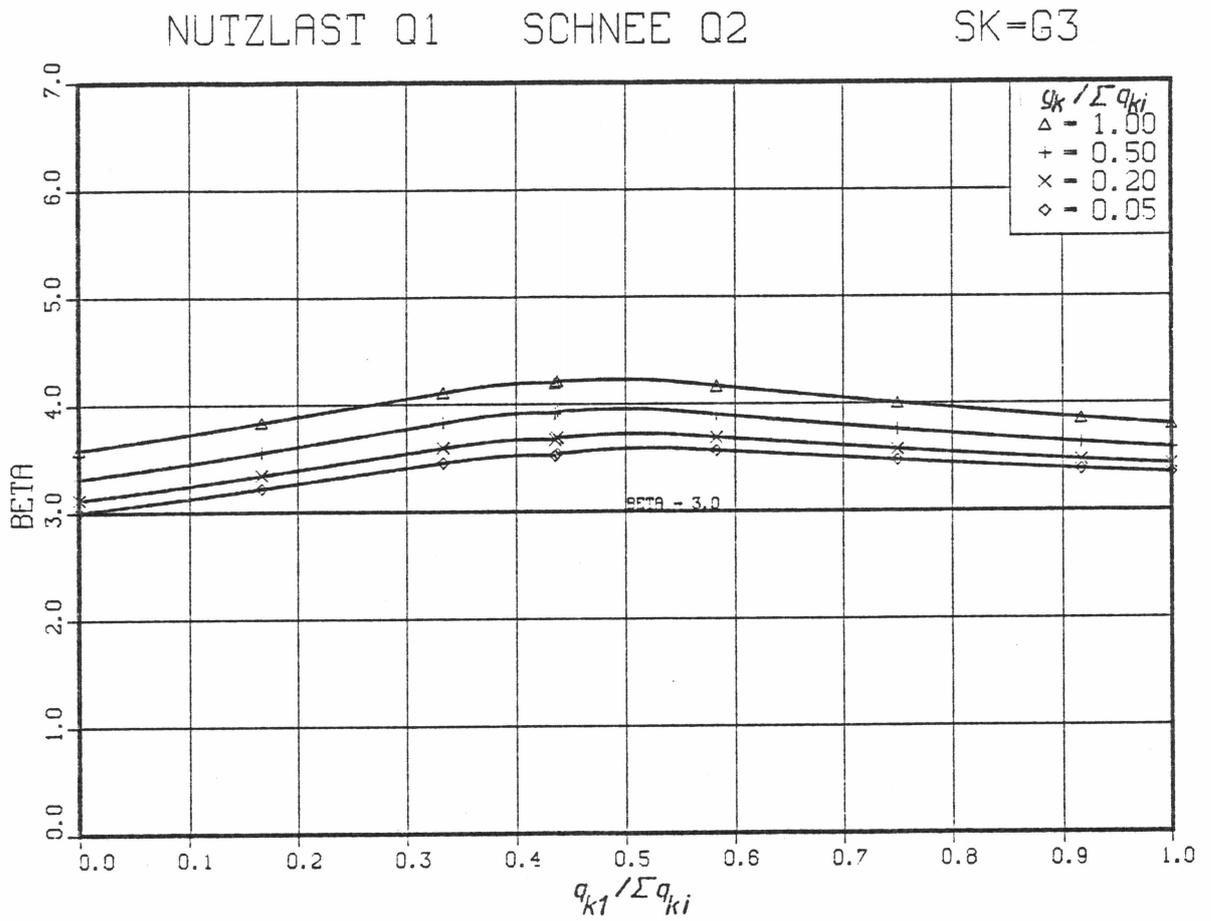


Bild 5.7 Kombination Nutzlast mit Schneelast, Sicherheitselemente gemäß [1]. SK = G3: min $\beta = 3,0$; SK = G1: min $\beta = 2,0$

6. Zusammenfassung

In Deutschland wird derzeit eine Richtlinie erarbeitet, die u.a. Zuverlässigkeiten in Form des Sicherheitsindex β , der auf einen Bezugszeitraum T bezogen ist, für Bauteile und Bauwerke festlegt. Der Sicherheitsnachweis wird mit Bemessungswerten der Einflußgrößen geführt, die durch Sicherheitselemente und Nennwerte ausgedrückt werden.

Der Sicherheitsindex β hängt vom Bezugszeitraum ab. Es wurde der Einfluß von zeitvarianten Einwirkungen (z.B. Nutzlasten, klimatische Lasten) auf β bei unterschiedlichen Bezugszeiträumen gezeigt. Bestimmen vorwiegend zeitlich veränderliche Einwirkungen die Zuverlässigkeit, kann der Sicherheitsindex äquivalent auf andere Bezugszeiträume umgerechnet werden. Dies gilt nicht, wenn die veränderliche Einwirkung nicht den größten Streuungseinfluß (Wichtungsfaktor) hat.

Die Ermittlung der Bemessungswerte für einen vorgegebenen Sicherheitsindex erfordert in der Regel hohen numerischen Aufwand. Für die praktische Anwendung wurden feste Teilsicherheitsbeiwerte, Kombinationsbeiwerte und Nennwerte für Einwirkungen abgeleitet, mit denen vereinfacht die Bemessungswerte errechnet werden können. Die Kombinationsbeiwerte berücksichtigen die Tatsache, daß mehrere zeitlich veränderliche Einwirkungen nicht alle gleichzeitig mit ihren Maximalwerten im betrachteten Bezugszeitraum auftreten.

Zur Bestimmung der Bemessungswerte der Einflußgrößen sind ihre statistischen Parameter notwendig. Für Festigkeiten liegen diese Angaben vor. Für einige Lastarten des Hochbaus wurden aus vorhandenen Lastmessungen und daraus abgeleiteten Lastmodellen die notwendigen Nennwerte und Kombinationsbeiwerte zahlenmäßig bestimmt. Für Bürohausnutzlasten und Parkhauslasten sind danach bei kleinen Einzugsflächen höhere

Nennwerte als nach DIN 1055/3 zu fordern. Die derzeit festgelegten Schneelasten sind ebenfalls zu erhöhen. Die erforderlichen Nennwerte für den Staudruck des Windes schließen an derzeitige Festlegungen an.

Abschließend wurde der Einfluß der Vereinfachungen bei der Bestimmung der Bemessungswerte auf den tatsächlich vorhandenen Sicherheitsindex β gezeigt. Wirkt nur eine zeitvariante Einwirkung bei geringem Eigengewicht wird der zulässige Sicherheitsindex nur geringfügig unterschritten. Diese Verhältnisse haben baupraktisch nur geringe Bedeutung. In der Regel treten höhere Anteile von ständigen Einwirkungen (Eigengewicht, Ausbaulast) an der gesamten Einwirkung auf. Für die Fälle reichen die Sicherheitselemente gemäß [1] in der mittleren Sicherheitsklasse aus. In der Sicherheitsklasse 3 treten größere Unterschreitungen des minimal zulässigen Sicherheitsindex auf. Der entsprechende Beiwert sollte in [1] deshalb auf $\gamma_n = 1,15$ erhöht werden. Ansonsten sind die in [1] festgelegten Sicherheitselemente zur Einhaltung der geforderten Zuverlässigkeit nach dieser Untersuchung ausreichend.

Sind mehr als eine veränderliche Einwirkung zu berücksichtigen und beträgt der Anteil der ständigen Einwirkungen an der gesamten Einwirkung mehr als ein Drittel, wurden größere Überschreitungen des angestrebten Sicherheitindex festgestellt. Sie können durch stärker differenzierte Sicherheitselemente vermindert werden, die jedoch zusätzliche Nachweise und damit ein komplexeres Bemessungskonzept erfordern würden.

7. Literatur

- [1] Grundlagen zur Festlegung von Sicherheitsanforderungen für bauliche Anlagen, Entwurf 1980, NABau-Arbeitsausschuß "Sicherheit von Bauwerken"
- [2] Stange, K.: Angewandte Statistik, Springer Verlag Berlin, Heidelberg, New York, 1971
- [3] Fießler, B., Hawranek, H., Rackwitz, R.: Numerische Methoden für probabilistische Bemessungsverfahren und Sicherheitsnachweise. Berichte zur Sicherheitstheorie der Bauwerke, Heft 14 (1976). München, Laboratorium für den konstruktiven Ingenieurbau
- [4] Pottharst, R.: Zur Wahl eines einheitlichen Sicherheitskonzepts für den konstruktiven Ingenieurbau, Mitteilungen aus dem Institut für Massivbau der Technischen Hochschule Darmstadt, Heft 22 (1977), Verlag von W. Ernst & Sohn, Berlin
- [5] Grundlagen zur Festlegung von Sicherheitsanforderungen für bauliche Anlagen, Fassung November 1977, Anhang 1, NABau-Arbeitsausschuß "Sicherheit von Bauwerken"
- [6] CEB - Einheitliche Regeln für verschiedene Bauarten und Baustoffe, Band I, Bulletin d'Information No 116-D, Euro-Internationales Beton - Komitee (1978)
- [7] Lind, N.: Optimal Reliability Analysis by Fast Convolution, ASCE Journal of the Engineering Mechanics Division, Juni 1979
- [8] Hosser, D.: Tragfähigkeit und Zuverlässigkeit von Stahlbetondruckgliedern, Mitteilungen aus dem Institut für Massivbau der Technischen Hochschule Darmstadt, Heft 28 (1978)

- [9] Fießler, B.: Das Programmsystem FORM zur Berechnung der Versagenswahrscheinlichkeit von Komponenten von Tragsystemen, Berichte zur Sicherheitstheorie der Bauwerke, Heft 43 (1979). München, Laboratorium für den konstruktiven Ingenieurbau

- [10] Gumbel, E.J.: Statistics of Extremes, Columbia University Press, New York, London, 1976

- [11] Borges, F., Castanheta, J.: Structural Safety, 2nd Edition, Laboratorio Nacional de Engenharia Civil, Lissabon 1972

- [12] Ditlevson, O.: A Code Model for Combination of Actions, Dialog 2-76, Danmarks Ingeniorakademie, Lyngby 1976

- [13] Einheitliche Regeln für verschiedene Bauarten und Baustoffe, Mustervorschrift, Band I, CEB Bulletin D'Information Nr. 116-D, Nov. 1976

- [14] Rackwitz, R., Fießler, F.: Structural Reliability Under Combined Random Load Sequences, Computers & Structures Vol. 9, 1978

- [15] Wen, Y.: Statistical Combination of Extreme Loads, ASCE Journal of the Structural Division, Mai 1977

- [16] Madson, H.: Load Models and Load Combinations, Structural Research Laboratory, Technical University of Denmark, Feb. 1979

- [17] General Principles of Quality Assurance for Structures, Joint Committee on Structural Safety, CEB-CECM-FIB-IABSE-IASS-RILEM, 4th Draft

- [18] König, G., Bachmann, K., Schobbe, W.: Beitrag zum Bemessungskonzept von Stahlbetonschornsteinen, Bauingenieur, Juni 1981
- [19] Recommendation for Loading - and Safety Regulations for Structural Design, NKB-Report No. 36, Nordic Committee on Building Regulations, November 1978
- [20] DIN 1045 (1978), Beton und Stahlbeton - Bemessung und Ausführung
- [21] Sentler, L.: Live Load Surveys, A Review with Discussions, Division of Building Technology, Lund Institute of Technology, Sweden 1976
- [22] Mitchell, G.R., Woodgate, R.W.: Floor Loadings in Office Buildings - The Results of A Survey, Building Research Station, London, Januar 1971
- [23] Culver, C.: Survey Results for Fire Loads and Live Loads, in Office Buildings, National Bureau of Standards, Washington USA, May 1976
- [24] Marten, K.: Zur Festlegung wirklichkeitsnaher Nutzlasten und Lastabminderungsfaktoren, Dissertation Darmstadt
- [25] Peir, J.-C., Cornell, C.A.: Spatial and Temporal Variability of Live Loads, ASCE Journal of the Structural Division, May 1973
- [26] Marten, K.: Normreife Aufbereitung der Messung von Bürohausnutzlasten von Mitchell und Woodgate, Schlußbericht zu einem durch das Institut für Bautechnik Berlin geförderten Forschungsvorhabens

- [27] Basic Notes on Actions, CEB-Bulletin D'Information Nr. 112, Third Draft, Juli 1976

- [28] DIN 1055 Teil 3 (1971), Lastannahmen für Bauten - Verkehrslasten

- [29] Hellmann, G.: Über die Bewegung der Luft in den untersten Schichten der Atmosphäre. 1. bis 3. Mitteilung, Sitzungsberichte der Akademie der Wissenschaften, Berlin: 1914, 1917, 1919

- [30] König, G., Zilch, K.: Untersuchung zur Schaffung von Unterlagen für wirtschaftliche und sichere Annahmen über Windlasten - Windgeschwindigkeitskarte Deutschland. Schlußbericht eines Forschungsvorhabens, durchgeführt mit Förderung des Bundesministers für Raumordnung, Bauwesen und Städtebau, Darmstadt 1973

- [31] König, G., Zilch, K.: Statistische Auswertung von Windgeschwindigkeitsmeßwerten, Schlußbericht zu einem durch das Institut für Bautechnik, Berlin geförderten Forschungsvorhabens, Darmstadt 1980

- [32] DIN 1055 Teil 4 (1977), Lastannahmen für Bauten; Verkehrslasten-Windlasten nichtschwindungsanfälliger Bauwerke

- [33] König, G., Liphardt, S.: Hochhäuser aus Stahlbeton, Beton-Kalender 1981 Teil II

- [34] DIN 1055 Teil 5 (1975), Lastannahmen für Bauten - Verkehrslasten, Schneelasten und Eislasten

- [35] Gränzer, M., Riemann, H.: Statistische Auswertung langjähriger Schneemessungen zur Ermittlung der Schneelastverteilung im Bundesgebiet, Schlußbericht zu einem durch das Institut für Bautechnik, Berlin, geförderten Forschungsvorhabens, Tübingen 1980

Anhang A1

Teilsicherheitsbeiwerte für ständige und veränderliche Einwirkungen

Wirken eine veränderliche Einwirkung Q und eine ständige Einwirkung G gleichzeitig, hängt der gemeinsame Teilsicherheitsbeiwert

$$\gamma_f = \frac{g^* + q^*}{g_k + q_k} \quad (\text{A1})$$

von den Bemessungswerten g^* und q^* und den gewählten Nennwerten g_k und q_k ab. In Abschnitt 3.5 sind jeweils die Teilsicherheitsbeiwerte für den Fall angegeben, daß G und Q alleine vorhanden sind (Gln. 3.23 und 3.29). Die Teilsicherheitsbeiwerte wurden mit dem globalen Wichtungsfaktor $\tilde{\alpha}_S = -0,7$ ermittelt. Sind mehr als eine Einwirkung in einer Grenzzustandsgleichung zu berücksichtigen, können die Bemessungswerte gemäß Abschnitt 3.3 mit den zusätzlichen Wichtungsfaktoren α_{Si} (Gl. 3.11b) errechnet werden. Die Teilsicherheitsbeiwerte sind damit geringer als nach Abschnitt 3.5 (Gln. 3.23, 3.29).

Ohne Iteration können die α_{Si} -Werte gemäß Gl. (3.12) verwendet werden.

Bild A 1 zeigt den erforderlichen Teilsicherheitsbeiwert $\gamma_{f,erf}$ (Gl. A1) für den Grenzzustand der Tragfähigkeit ($\beta = 4,7$ $\tilde{\alpha}_S = -0,7$) über dem Nennwertverhältnis von veränderlicher Einwirkung zur Summe der Einwirkungen $q_k/(g_k + q_k)$, wenn die Wichtungsfaktoren nach Gl. (3.11b) berücksichtigt werden. Für die normalverteilte ständige Einwirkung G beträgt der Variationskoeffizient $V_G = 0,1$. Der Nennwert g_k entspricht dem Mittelwert m_G . Bei der Extremwert-I-verteilten Einwirkung Q ($V_Q = 0,05$) wird die 99%-Fraktile als Nennwert q_k definiert.

Gemäß [1] lautet der Teilsicherheitsbeiwert sowohl für ständige als auch für veränderliche Einwirkungen $\gamma_f = 1,3$. Mit dem Beiwert $\gamma_{\text{sys}} = 1,1$ liegt diese Festlegung ($\gamma = 1,43$) im gesamten Anwendungsbereich auf der sicheren Seite (Bild A 1). Der Abstand zwischen dem erforderlichen Teilsicherheitsbeiwert $\gamma_{f,\text{erf}}$ und $\gamma = 1,43$ beträgt bei überwiegendem Anteil der ständigen Einwirkungen ($q_k/(q_k+g_k) < 0,5$) maximal $\Delta\gamma=0,24$. Dieser Abstand kann durch zwei Nachweise mit folgenden Teilsicherheitsbeiwerten verringert werden:

1. Nachweis $\gamma_f^G = 1,3$ $\gamma_f^Q = 0,0$
2. Nachweis $\gamma_f^G = 1,1$ $\gamma_f^Q = 1,3$

Mit Berücksichtigung von $\gamma_{\text{sys}} = 1,1$ erhöhen sich die Zahlenwerte auf 1,43 bzw. 1,21. Wie Bild A 1 zeigt, wird auch mit diesem Konzept der erforderliche Teilsicherheitsbeiwert nicht unterschritten. Wegen des zusätzlichen Nachweises ist diese Lösung in der Praxis nicht erwünscht.

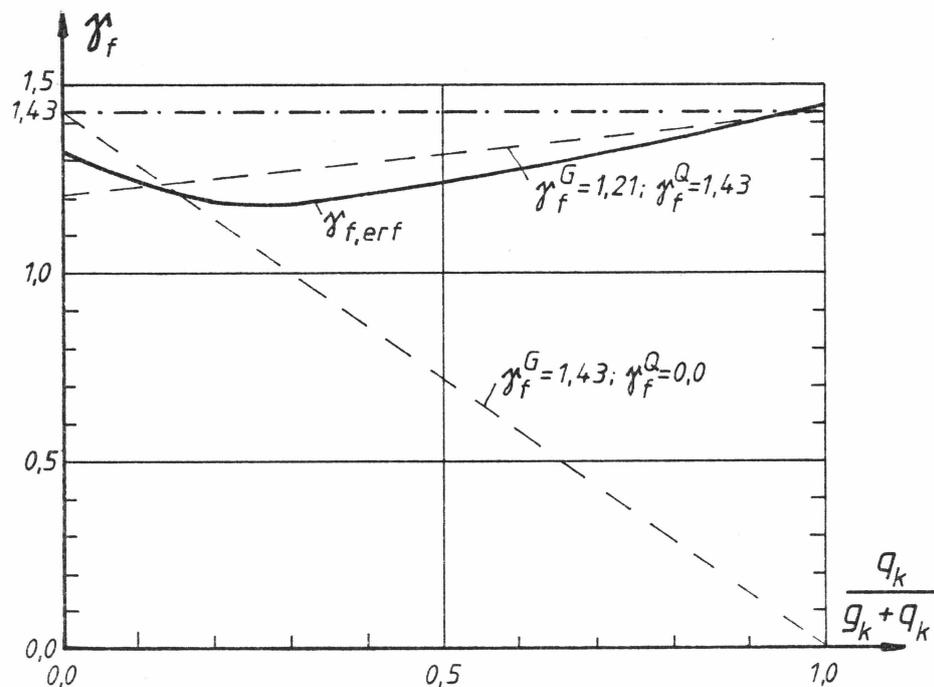


Bild A 1 Gemeinsamer Teilsicherheitsbeiwert für ständige und veränderliche Einwirkungen; $V_G = 0,1$ $V_R = 0,5$

Anhang A2

Beispiel zum probabilistischen Sicherheitsnachweis

Ziel eines Sicherheitsnachweises ist entweder die Berechnung der vorhandenen Zuverlässigkeit eines Grenzzustandes oder die Bemessung eines Grenzzustandes für eine geforderte Zuverlässigkeit in Form des Sicherheitsindex β . Am Beispiel der im Abschnitt 2.4.3 verwendeten Grenzzustandsgleichung (Gl.2.33), die zur Darstellung der Abhängigkeit zwischen dem Sicherheitsindex β und dem Bezugszeitraum T diente, sind mit den dort gewählten Verteilungsparametern der Basisvariablen der Mittelwert m_R des Widerstandes R für $\beta = 4,7$ im Bezugszeitraum $T = 1$ Jahr bemessen. Anschließend wird nach der Umrechnung der veränderlichen Einwirkung Q auf den neuen Bezugszeitraum $T = 50$ Jahre die vorhandene Zuverlässigkeit β ermittelt.

I. Bemessung von R

Grenzzustandsgleichung:

$$R - G - Q = 0 \quad (2.33)$$

Verhältnis der Nennwerte der Einwirkungen

$$g_k : q_k = 2 : 1$$

Verteilungsparameter ($T = 1$ Jahr)

X_i	Typ	V_{Xi}	m_{Xi}	σ_{Xi}	$x_k \hat{=} \text{Nennwert}$
R	LN	0,10	gesucht		
G	GN	0,05	1,0	0,05	1,0 $\hat{=} \text{Mittelwert}$
Q	Ex-I	0,10	0,381	0,038	0,5 $\hat{=} \text{99\%-Fraktile}$

- LN: logarithmische Normalverteilung
- GN: Gauß'sche Normalverteilung
- Ex-I: Extremwert-I-Verteilung

Iterationsschritte (vgl. Tabelle A 1)

1. Wichtungsfaktoren $\alpha_i = 0,0$ gewählt
2. Bemessungswerte g^* und q^* gemäß Gl.(3.5)
3. Angepaßte Verteilungsparameter m_Q' und σ_Q' für Q gemäß Gln(2.27)
4. Bemessungswert $r^* = g^* + q^*$
5. Mittelwert von R

$$m_R \approx \frac{r^*}{\exp(-\alpha_R \beta V_R - 0,5 V_R^2)}$$

6. Angepaßte Verteilungsparameter m_R' und σ_R' für R gemäß Gln(2.28).
7. Wichtungsfaktoren α_i gemäß Gl.(2.24) mit den angepaßten Standardabweichungen σ_{Xi}' . Partielle Ableitungen:

$$-\frac{\partial g}{\partial G} = -\frac{\partial g}{\partial Q} = \frac{\partial g}{\partial R} = 1,0$$

8. Weiter bei 2 bis Bemessungswerte konvergieren (Tabelle A 1, Spalte 8)
9. Ergebnis

$$m_R = 2,320 \quad \sigma_R = 0,232$$

Iterationsschritt	1	2	3	4	5	6	7	8
α_G Gl. (2.24)	0,0	-0,334	-0,302	-0,296	-0,292	-0,290	-0,289	-0,288
$g^{**} = m_G - \alpha_G \cdot \beta \cdot \sigma_G$	1,078	1,071	1,069	1,069	1,068	1,068	1,068	1,068
α_Q Gl. (2.24)	0,0	-0,227	-0,308	-0,343	-0,362	-0,371	-0,376	-0,380
$q^{**} = F_Q^{-1}(\Phi(-\alpha_Q \cdot \beta))$	0,375	0,419	0,440	0,450	0,456	0,458	0,460	0,461
m_Q'	0,375	0,365	0,355	0,350	0,347	0,345	0,344	0,343
σ_Q' } Gln.(2.27)	0,034	0,051	0,058	0,062	0,064	0,065	0,066	0,066
$r^{**} = g^{**} + q^{**}$	1,375	1,497	1,511	1,519	1,525	1,526	1,528	1,529
α_R Gl. (2.24)	0,0	0,915	0,900	0,893	0,888	0,881	0,879	0,876
m_R	1,382	2,313	2,318	2,323	2,326	2,321	2,321	2,320
m_R' (Gln. (2.28))	1,375	2,141	2,150	2,157	2,161	2,158	2,159	2,159
σ_R'	0,137	0,149	0,151	0,152	0,152	0,152	0,152	0,152

Tabelle A 1 : Bemessung von R; $\beta = 4,7$, $T = 1$ Jahr

Ergebnis $m_R = 2,320$ $\alpha_R^2 = 0,771$

II. Berechnung des Sicherheitsindex β für $T = 50$ Jahre

Grenzzustandsgleichung wie im Fall I.

Umrechnung der Verteilungsparameter von Q auf $T = 50$ Jahre gemäß Gln. (2.31 - 2.32).

Verteilungsparameter ($T = 50$ Jahre):

X_i	Typ	V_{Xi}	m_{Xi}	σ_{Xi}
R	LN	0,10	2,320	0,232
G	GN	0,05	1,0	0,05
Q	Ex-I	0,076	0,497	0,038

Iterationsschritte (vgl. Tabelle A 2):

1. Wichtungsfaktoren $\alpha_i = 0,0$ (gewählt)
2. Bemessungswerte g^* , q^* und r^* gemäß Gl. (3.5)
3. Angepaßte Verteilungsparameter m_Q' , σ_Q' , m_R' und σ_R'
4. Sicherheitsindex β gemäß Gl. (2.23) mit angepaßten Verteilungsparametern
5. Wichtungsfaktoren α_i gemäß Gl. (2.24)
6. Weiter bei 2.
7. Abbruch der Iteration bei Konvergenz der β -Werte
8. Ergebnis: $\beta = 4,07$

Iterationsschritt	1	2	3	4	5	6	7
α_G Gl. (2.24)	0,0	-0,210	-0,282	-0,291	-0,288	-0,287	-0,286
$g^{**} = m_G - \alpha_G \cdot \beta \cdot \sigma_G$	1,0	1,036	1,057	1,059	1,059	1,058	1,058
α_Q Gl. (2.24)	0,0	-0,143	-0,231	-0,280	-0,299	-0,310	-0,314
$q^{**} = F_Q^{-1}(\Phi(-\alpha_Q \cdot \beta))$	0,489	0,509	0,529	0,539	0,543	0,546	0,546
m_Q' } Gln. (2.27)	0,491	0,489	0,484	0,480	0,478	0,477	0,476
α_Q' }	0,034	0,041	0,048	0,052	0,054	0,055	0,055
α_R Gl. (2.24)	0,0	0,966	0,931	0,915	0,910	0,906	0,908
$r^{**} = F_R^{-1}(\Phi(-\alpha_R \cdot \beta))$	2,309	1,659	1,589	1,597	1,600	1,603	1,603
σ_R' } Gln(2.28)	0,230	0,165	0,157	0,158	0,158	0,159	0,159
m_R' }	2,308	2,207	2,183	2,186	2,187	2,188	2,188
β Gl. (2.23)	3,431	4,056	4,073	4,072	4,068	4,061	4,066

Tabelle A 2 : Berechnung des Sicherheitsindex β ; T = 50 Jahre
Ergebnis $\beta = 4,07$