

Normreife Aufbereitung der Messungen
von Bürohauslasten von Mitchell und
Woodgate

T 88

T 88

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 88: Normreife Aufbereitung der Messungen von Bürohauslasten von Mitchell und Woodgate

DK 624.042.3:725.23
725.23:624.042.3

BAUMECHANIK + BAUSTATIK

VERKEHRSLAST, Nutzlast, Bürohauslast. Meßergebnis. Aufbereitung
(normreif).

Abschlußbericht

"Normreife Aufbereitung der Messungen von Bürohauslasten
von Mitchell und Woodgate"

durchgeführt mit Förderung des Instituts für Bautechnik,
Berlin

von

Prof. Dr.-Ing. G.König und Dr.-Ing. K.Marten

Institut für Massivbau, Technische Hochschule Darmstadt

12. April 1976

DOKUMENTATIONSSTELLE FÜR BAUTECHNIK
IN DER FRAUNHOFER-GESELLSCHAFT



Inventar-Nr. T 88

Id. Nr. 334

sw

Inhaltsverzeichnis

	<u>Seite</u>
1. Vorbemerkungen	1
2. Ermittlung wirklichkeitsnaher Nutzlasten	2
2.1 Lastmessungen	2
2.2 Nutzlastmodell	2
2.3 Extremwerte der Nutzlast	6
2.4 Berechnungslast	9
2.5 Abminderungsfaktoren für Stützenlasten	10
3. Bürohauslasten	12
3.1 Struktur der Bürohauslasten	12
3.2 Anpassung des Nutzlastmodells an die Meßergebnisse	13
3.3 Extremwerte der gleichförmig verteilten Nutzlast	20
3.4 Lastkonzentrationsfaktoren	22
3.5 Abminderung von Stützenlasten	25
3.6 Berechnungslasten	28
4. Zusammenfassung	33
Literatur	33

1. V o r b e m e r k u n g

In den Jahren 1965 bis 1967 führten Mitchell und Woodgate Lastmessungen in Bürogebäuden durch. Die von ihnen in [1] mitgeteilten Meßergebnisse werden nachfolgend so aufbereitet, daß sie als Grundlage für eine Nutzlastangabe in einer Lastnorm dienen können. Die Auswertung erfolgt in Analogie zu der in [2] vorgenommenen Auswertungen für Parkhauslasten. Das in [2] dargelegte Nutzlastmodell ist wegen seiner Allgemeingültigkeit ebenfalls zur Beschreibung von Bürohauslasten geeignet. Nachstehend ist der einzuschlagende Weg aufgezeigt; das Nutzlastmodell als Grundlage jeglicher Auswertung ist der Vollständigkeit halber eingangs mit aufgeführt.

2. Ermittlung wirklichkeitsnaher Nutzlasten

2.1 Lastmessungen

Die Lastmessungen müssen das zur Anpassung des Nutzlastmodells an die vorhandene Nutzlast erforderliche statistische Material erbringen. Dabei geht man wie folgt vor:

Zunächst werden die Lasten registriert, d.h. man bestimmt ihr Gewicht und fixiert ihre örtliche Lage. Dann wird die Meßfläche mit Rastern unterschiedlicher Größe überzogen und schließlich die auf diese Rasterflächen F (Bezugsflächen) entfallenden Werte der gleichförmig verteilten Nutzlast \bar{P} ermittelt. Die Auswertung dieser Meßwerte liefert in Abhängigkeit von der Größe der Rasterfläche Mittelwert, Standardabweichung und Häufigkeitsverteilung. Der Mittelwert erweist sich als flächenunabhängig; er ist konstant. Hingegen nimmt die Standardabweichung mit wachsender Größe der Rasterfläche zusehends ab, d.h. die Meßwerte gruppieren sich enger um den Mittelwert.

2.2 Nutzlastmodell

Als besonders geeignet erweist sich eine in jedem Punkt der x,y -Ebene stetig verlaufende Nutzlast (Bild 1). Ihre Ordinate $H(x,y)$ ist eine Zufallsgröße mit den Kennwerten [2], [3].

Mittelwert μ .

Standardabweichung σ .

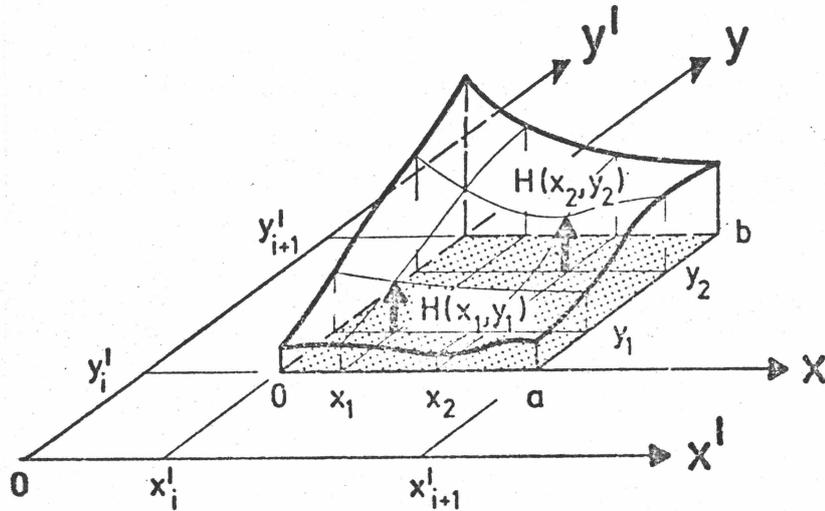


Bild 1: Nutzlastmodell

Ein Maß für die gegenseitige lineare Abhängigkeit der Nutzlastordinaten $H(x_1, y_1)$ und $H(x_2, y_2)$ bildet die Kovarianz

$$\text{Cov}[H(x_1, y_1); H(x_2, y_2)] = \sigma_0^2 \cdot \varrho(\tilde{x}, \tilde{y}) \quad (1)$$

Die in ihr enthaltene Korrelationsfunktion $\varrho(x, y)$ ist wie folgt definiert:

$$\varrho(\tilde{x}, \tilde{y}) = \exp[-\varepsilon \cdot (\tilde{x} + \tilde{y})] \quad (2)$$

Darin ist ε der Korrelationsbeiwert und

$$\begin{aligned} \tilde{x} &= |x_2 - x_1| \\ \tilde{y} &= |y_2 - y_1| \end{aligned} \quad (3)$$

Mit Hilfe der Nutzlastordinaten lassen sich die gleichförmig verteilte Nutzlast und die gleichförmig verteilte Ersatzlast berechnen. Die gleichförmig verteilte Nutzlast ergibt sich durch Integration der Nutzlastordinaten über die Bezugsfläche

$$\bar{P} = \frac{1}{F} \iint H(x,y) dx dy \quad (4)$$

Ihre Kennwerte lauten

$$\text{Mittelwert} \quad \mu_{\bar{P}} = \mu_0 \quad (5)$$

$$\text{Standardabweichung} \quad \sigma_{\bar{P}} = \frac{2\sigma_0}{\varepsilon^2 F} \left\{ \exp[-\varepsilon \sqrt{F}] + \varepsilon \sqrt{F} - 1 \right\} \quad (6)$$

Die Standardabweichung gemäß Gl.(6) gilt streng nur für die quadratische Bezugsfläche; für die rechteckige Flächenform bedeutet sie jedoch eine ausgezeichnete Näherung, sofern $\varepsilon > 1$ bleibt und das Verhältnis der Seitenlängen 4:1 nicht überschreitet. In Verbindung mit Gl.(5) ermöglicht Gl.(6) die Anpassung des Nutzlastmodells an die vorhandene Nutzlast. Die Kennwerte der gleichförmig verteilten Nutzlast aus der Lastmessung und dem Modell können nämlich unmittelbar miteinander verglichen werden. Daraus folgt: μ_0 ist dem Mittelwert der Meßwerte gleichzusetzen, σ_0 und ε sind durch eine möglichst gute Anpassung der sich aus den Meßwerten ergebenden Standardabweichungen durch Gl.(6) zu gewinnen.

Sind die Freiwerte μ_0 , σ_0 und ε derart bestimmt, kann in einem nächsten Schritt die gleichförmig verteilte Ersatzlast berechnet werden.

Die Nutzlastordinate vertritt im Modell die sich aus Einzellasten zusammensetzende vorhandene Nutzlast. Die Wirkung einer Einzellast an der Stelle (x,y) auf die Schnittgröße S eines Tragwerks liefert bekanntlich das Produkt aus Einzellast und der an ihrer Stelle vorhandenen Einflußflächenordinate $\eta_S(x,y)$ dieser Schnittgröße. Die Summe der anteiligen Wirkungen aller

im Einzugsgebiet A vorhandenen Einzellasten ergibt die Schnittgröße S, aus der sich durch Rückrechnung die der wirklichen Belastung gleichwertige gleichförmig verteilte Ersatzlast P ermitteln läßt.

Dieses Verfahren auf das Modell angewendet bedeutet, daß die Nutzlastordinate $H(x,y)$ multipliziert mit der Einflußflächenordinate $\eta_S(x,y)$ über das Einzugsgebiet A integriert ebenfalls die Schnittgröße S ergibt (Bild 2).

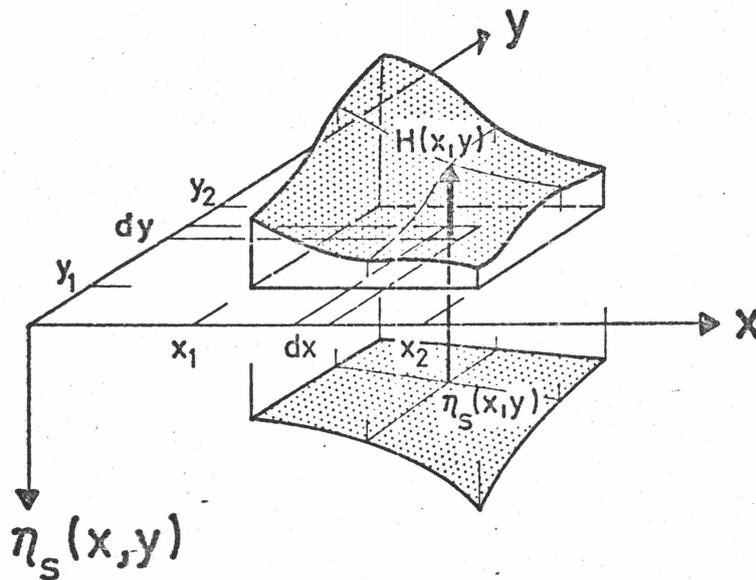


Bild 2: Zur Herleitung der gleichförmig verteilten Ersatzlast P

Die gesuchte gleichförmig verteilte Ersatzlast P folgt daraus zu

$$P = \frac{1}{\kappa_S A} \iint_A \eta_S(x,y) H(x,y) dx dy \quad (7)$$

Ihre Kennwerte lauten

$$\text{Mittelwert} \quad \mu_P = \mu_0 \quad (8)$$

Standardabweichung

$$\sigma_P = \frac{\sigma_0}{\kappa_S A} \left[\iint_A \iint_A \eta_S(x_1, y_1) \eta_S(x_2, y_2) \rho(\tilde{x}, \tilde{y}) dx_1 dy_1 dx_2 dy_2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

mit der Abkürzung

$$\kappa_S A = \iint_A \eta_S(x, y) dx dy \quad (10)$$

Mittelwerte und Standardabweichungen beschreiben die Lasten nur grob. Zur Festlegung einzelner Lastfraktilen - d.h. von Lastwerten, die mit bestimmter Wahrscheinlichkeit nicht überschritten werden - wird die Verteilung der Grundgesamtheit aller auftretenden Merkmalwerte der gleichförmig verteilten Nutzlast F und der gleichförmig verteilten Ersatzlast P benötigt. Dazu sucht man die Funktion, welche die aus der Lastmessung resultierenden Häufigkeitsdichten für alle Bezugsflächen optimal angleicht.

2.3 Extremwerte der Nutzlast

In Abschnitt 2.2 wurden die Grundgesamtheiten der gleichförmig verteilten Nutzlast und der gleichförmig verteilten Ersatzlast behandelt, die zu einem beliebigen Zeitpunkt t angetroffen werden. Aufgrund der zeitlichen Veränderlichkeit der Nutzlast - sie wechselt in zufälligen Zeitabständen - ist die Wahrscheinlichkeit groß, daß ein vorhandener Lastwert überschritten wird. Für die Bemessung von Bauteilen sind deshalb die Extremwerte eines geforderten Zeitabschnitts T maßgebend (Bild 3).

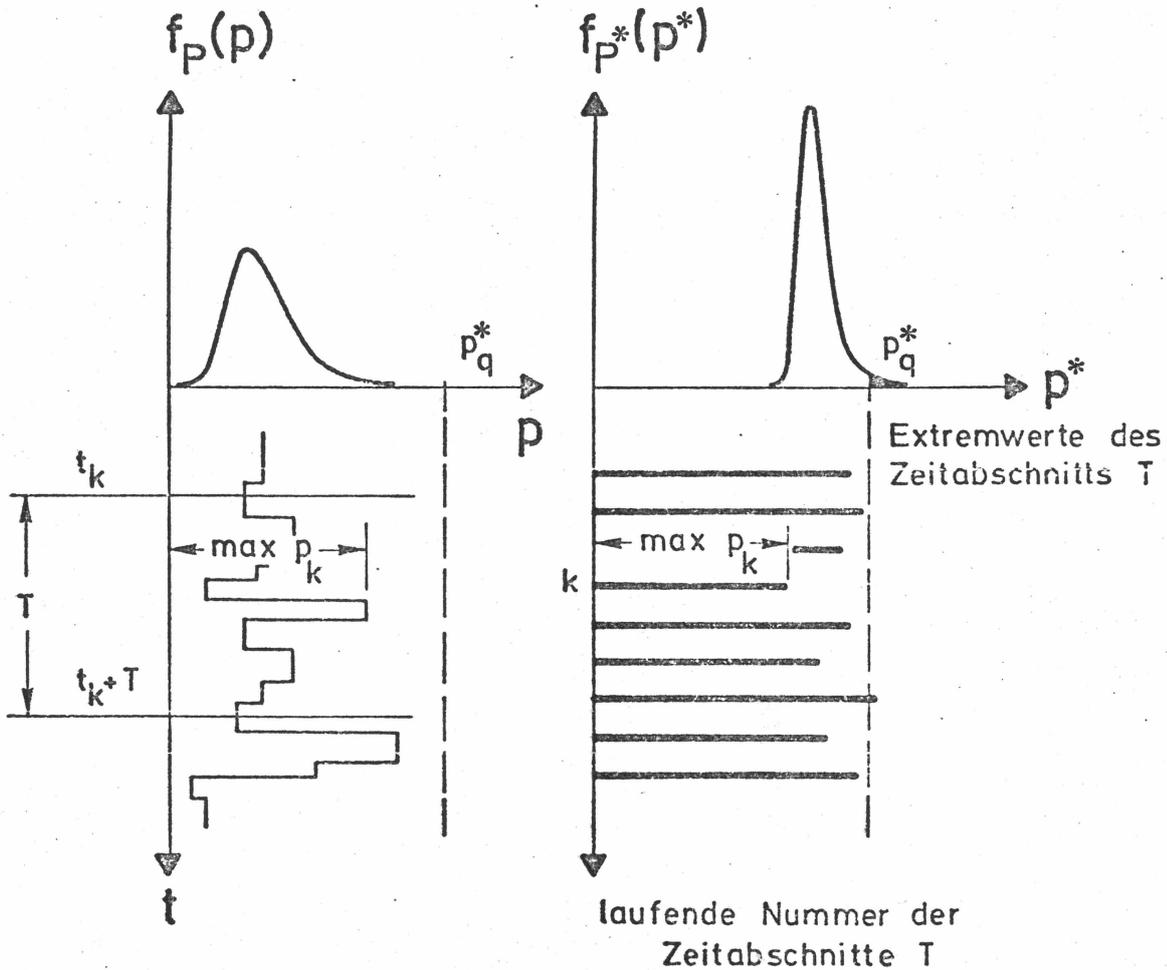


Bild 3: Extremwerte der Nutzlast für einen vorgegebenen Zeitabschnitt T

Im Gegensatz zu den Wind- und Schneelasten können die Extremwerte der Nutzlast nicht unmittelbar durch wiederholte Lastmessungen gewonnen werden (Bild 3). Es muß vielmehr, meist nur aus einer einzigen Lastmessung, auf die Extremwerte des Zeitabschnitts T geschlossen werden. Dies gelingt unter der Annahme, daß die zeitliche Veränderlichkeit der Nutzlast durch einen stationären stochastischen Prozeß beschrieben werden kann. Dementsprechend wird die Wahrscheinlichkeit, mit der in diesem Zeitabschnitt n Lastwechsel auftreten, mit der Poisson-Verteilung

$$w_N(n, T) = \frac{(\lambda T)^n}{n!} \exp[-\lambda T] \quad (11)$$

angegeben. Darin bedeutet λ die durchschnittliche Anzahl der pro Zeiteinheit auftretenden Nutzlastwechsel. Für die gleichförmig verteilte Ersatzlast läßt sich mit Hilfe der Gl.(11) und der Voraussetzung, daß die Überschreitungen eines Extremwertes p^* ein seltenes Ereignis darstellen, für dessen Eintreffen man die Poisson-Verteilung

$$E_j(j, T) = \frac{(\alpha T)^j}{j!} \exp[-\alpha T] \quad (12)$$

ansetzen darf, die Extremwertverteilung $F_{p^*}(p^*)$ herleiten. Sie ergibt sich aus der Wahrscheinlichkeit, daß zu Beginn des Prozesses - d.h. für $t = 0$ - der Extremwert p^* nicht überschritten ist und daß darüber hinaus im Zeitabschnitt T keine Überschreitungen ($j = 0$) auftreten, zu

$$F_{p^*}(p^*) = F_p(p^*) \exp[-\alpha T] \quad (13)$$

Daraus folgt die Verteilungsdichte (Bild 6) durch Differentiation:

$$f_{p^*}(p^*) = f_p(p^*) \left\{ 1 - \alpha T \left[1 - \frac{F_p(p^*)}{1 - F_p(p^*)} \right] \right\} \exp[-\alpha T] \quad (14)$$

mit

$$\alpha = \lambda F_p(p^*) [1 - F_p(p^*)] \quad (15)$$

Für die gleichförmig verteilte Nutzlast lauten die den Gl.(13) bis (15) entsprechenden Beziehungen sinngemäß.

2.4 Berechnungslast

Die Berechnungslast p_q^* wird als die Fraktile der Extremwertverteilung der gleichförmig verteilten Ersatzlast P festgelegt, die mit der Wahrscheinlichkeit

$$w(P^* \leq p_q^*) = F_{p^*}(p_q^*) = q \quad (16)$$

im Zeitabschnitt T nicht überschritten wird. Die Umkehrfunktion zu Gl.(16) liefert

$$p_q^* = F_{p^*}^{-1}(q) \quad (17)$$

Die Berechnungslast p_q^* wird in ein Produkt, gebildet aus der entsprechenden Extremfraktile \bar{p}_q^* , die in Abhängigkeit vom Einzugsgebiet als Bezugsfläche ($F = A$) festzulegen ist, und aus einem Lastkonzentrationsfaktor f_s^* , aufgespalten:

$$p_q^* = f_s^* \bar{p}_q^* \quad (18)$$

Darin gibt f_s^* die Abweichung an, die bei Ansatz der gleichförmig verteilten Nutzlast anstelle der gleichförmig verteilten Ersatzlast bei der Ermittlung einer Bemessungsschnittgröße auftritt. Durch die Aufspaltung der Berechnungslast gemäß Gl.(18) gelingt es, ihren Hauptanteil systemunabhängig und den Einfluß von Schnittgrößen sowie statischem System - ausgedrückt durch den Lastkonzentrationsfaktor f_s^* - durchsichtiger zu machen. Ein Studium der Lastkonzentrationsfaktoren charakteristischer Schnittgrößen muß ergeben, in welcher Form schließlich Vereinfachungen zur Festlegung einer normreifen Nutzlastangabe getroffen werden können.

2.5 Abminderungsfaktoren für Stützenlasten

Durch Aufsummieren der aus dem Einzugsgebiet A einer Stütze in jedem Geschoß anfallenden Geschoßlast L_K erhält man die Stützenlast N_i (Bild 4). In ähnlicher Weise wie man die Verteilung des Extremwertes P^* der gleichförmig verteilten Ersatzlast herleiten kann, läßt sich unter Beachtung der geschoßweise zufällig auftretenden Nutzlastwechsel die Verteilung des auf den Zeitabschnitt T bezogenen Extremwertes N_i^* der Stützenlast berechnen.

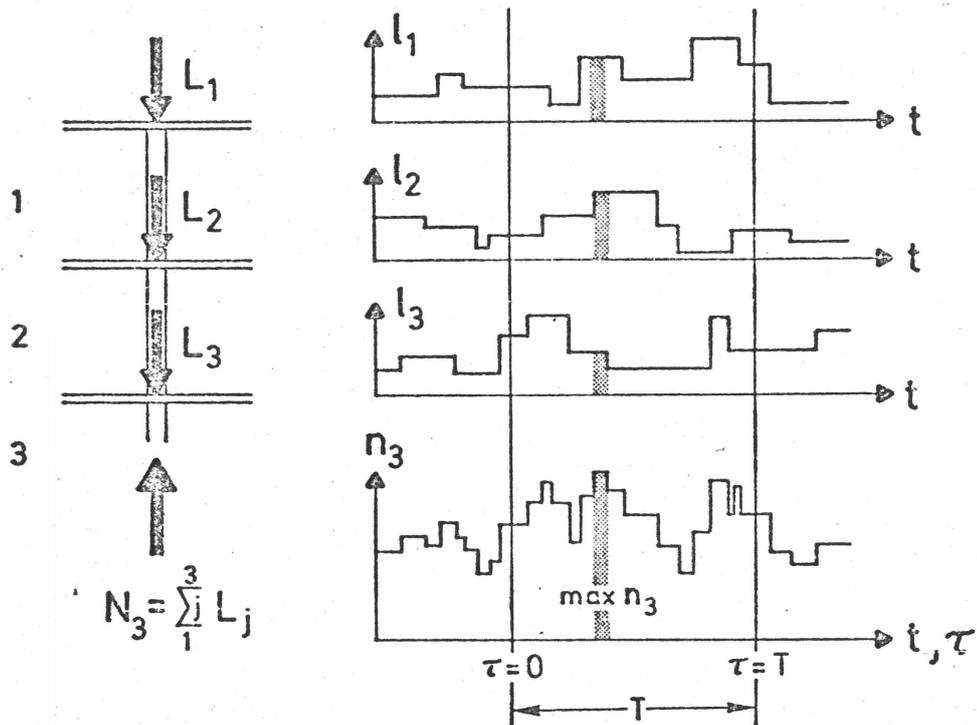


Bild 4: Zeitliche Veränderlichkeit von Stützenlasten

Fordert man, daß N_i^* mit derselben Wahrscheinlichkeit wie die aus der Berechnungslast p_q^* ermittelbare Fraktile $l_{k,q}^*$ der Geschoßlastextremwerte nicht überschritten wird, d.h. es soll

$$w(N_i^* \leq n_{i,q}^*) = q \quad (19)$$

gelten, lassen sich in Abhängigkeit von der Größe des Einzugsgebietes A und der Geschoßanzahl i Abminderungsfak-

toren

$$\alpha_{n_i}^* = n_{i,q}^* / \sum_{k=1}^i l_{k,q}^* \quad (20)$$

angeben. Wird der rechten Seite der Gl.(18) der Abminderungsfaktor $\alpha_{n_i}^*$ multiplikativ hinzugefügt, erhält man die zur Ermittlungⁱ von Stützenlasten maßgebende Berechnungslast

$$p_q^* = \alpha_{n_i}^* f_s^* \bar{p}_q^* \quad (21)$$

3. Bürohauslasten

3.1 Struktur der Bürohauslasten

In [1] sind die Ergebnisse der von Mitchell und Woodgate durchgeführten Lastmessungen mitgeteilt. Es wurden ermittelt: Mittelwerte, Standardabweichungen, Abminderung von Stützlasten sowie der Einfluß der wirklichen Lasten auf die Schnittkräfte von Tragwerken (Lastkonzentrationsfaktor). Den Auswertungen liegen die Lasten zugrunde, die zur Aufrechterhaltung der Nutzung erforderlich sind, d.h. neben den Lasten aus Ausstattung und betrieblichen Einrichtungen wurden auch die Gewichte der angetroffenen bzw. die zum Nutzungsbild zählenden Personen erfaßt. Gesondert betrachtet - zum Teil durch Lastsimulation - wurden kurzzeitig auftretende Lasten infolge Menschenanhäufung und infolge beweglicher Betriebsgegenstände. Diese Lasten sind gegenüber den ständig vorhandenen Lasten klein; lediglich bei kleinen Bezugsflächen nehmen sie große Werte an. Die Fluktuation der kurzzeitig auftretenden Lasten ist dagegen groß; bei der Zusammenfassung (Superposition) mit den ständig vorhandenen Lasten sind die kurzzeitig auftretenden Lasten mit ihren auf die Lastdauer der ständig vorhandenen Lasten bezogenen Extremwerten einzuführen (Bild 5). Sind die kurzzeitig auftretenden Lasten - wie bei Bürohauslasten - wesentlich kleiner als die ständig vorhandenen Lasten, wird man

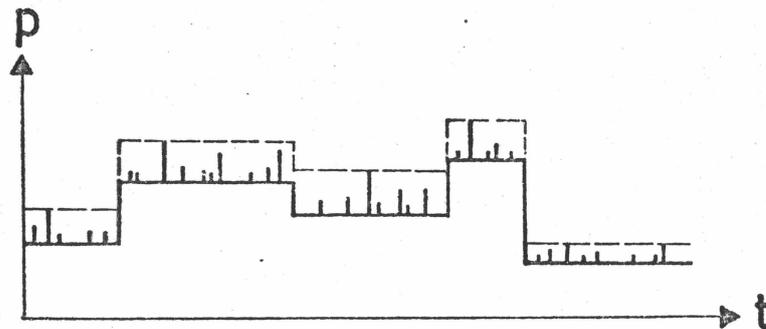


Bild 5: Superposition ständig vorhandener und kurzzeitig auftretender Nutzlast

zweckmäßigerweise diese Kombination als ständig vorhandene Nutzlast betrachten und auf dieser Grundlage auch die weiteren Auswertungen vornehmen.

3.2 Anpassung des Nutzlastmodells an die Meßergebnisse

Mitchell und Woodgate geben den Mittelwert in Abhängigkeit von der Bezugsfläche unterschiedlich groß an (Tab.1, Spalte 2). Da der Mittelwert jedoch flächenunabhängig ist, läßt dies darauf schließen, daß rasterlinienüberdeckende Lasten nicht aufgeteilt, sondern in voller Größe jeweils jeder Bezugsfläche zugeordnet wurden. Daraus resultieren bei kleineren Bezugsflächen größere Mittelwerte als bei großen Bezugsflächen. Der Fehler ist bei der größten Bezugsfläche am geringsten. Auf der Basis des dieser Fläche zugeordneten Mittelwertes und unter Beibehaltung des aus dieser Lastmessung resultierenden Variationskoeffizienten wurden die Standardabweichungen der Lastmessung zunächst korrigiert (Tab.1, Spalte 6). Da Mitchell und Woodgate für die kurzzeitig auftretende gleichförmig verteilte Nutzlast \bar{P}_2 keine Kennwerte, sondern lediglich die 99,9 %-Fraktile angeben, die sie deterministisch mit der 99,9 %-Fraktile der ständig vorhandenen gleichförmig verteilten Nutzlast \bar{P}_1 kombinieren, wurden unter Zugrundelegung einer Extremal-Typ 1-Verteilung für die kurzzeitig auftretende Last Mittelwert und Standardabweichung rückgerechnet. Dabei wurde näherungsweise angenommen, daß der Mittelwert der auf die Periode der ständig vorhandenen Last bezogenen Extremwerte flächenunabhängig ist¹⁾. Die aus dieser Berechnung resultierenden Erwartungswerte erscheinen sehr klein. Es wurden deshalb eigene Überlegungen zur Festlegung solcher Erwartungswerte angestellt. Nimmt man an, daß für eine Bezugsfläche $F = 1 \text{ m}^2$ 200 kp/m^2 mit 99,9 %iger Wahrscheinlichkeit im Zeitraum von fünf Jahren

1) Die Mittelwerte der Grundverteilung sind flächenunabhängig; hingegen sind die Mittelwerte der auf einen Zeitabschnitt bezogenen Extremwertverteilungen flächenabhängig. Siehe auch [2].

(\approx Lastdauer der ständig vorhandenen Last) nicht überschritten werden, so ergibt sich mit einem Mittelwert $\mu_{\bar{P}_2} = 8,5 \text{ kp/m}^2$ eine Standardabweichung von $\sigma_{\bar{P}_2} = 38,8 \text{ kp/m}^2$. Da für große Bezugsflächen die Standardabweichung nahezu verschwindet, gilt näherungsweise

$$\sigma_{\bar{P}_2} = \frac{40}{\sqrt{F}} \quad [\text{kp/m}^2 ; F \text{ in m}^2] \quad (22)$$

Mittelwert und Standardabweichung der kombinierten Last

$$\bar{P} = \bar{P}_1 + \bar{P}_2 \quad (23)$$

folgen mit

$$\mu_{\bar{P}} = \mu_{\bar{P}_1} + \mu_{\bar{P}_2}$$

und

$$\sigma_{\bar{P}} = \sqrt{\sigma_{\bar{P}_1}^2 + \sigma_{\bar{P}_2}^2} \quad (24)$$

Die auf diese Weise ermittelten statistischen Maßzahlen sind in Tabelle 1, Spalten 12 und 13 aufgeführt. Sie bilden die Ausgangswerte zur Ermittlung der Parameter des Nutzlastmodells.

Die Anpassung der Standardabweichung des Nutzlastmodells an die aus der Lastmessung resultierenden Standardabweichungen mit Hilfe der Gl.(6) erweist sich als unbefriedigend. Mit der Gl.(6) zugrundeliegenden Korrelationsfunktion Gl.(2) läßt sich keine ausreichend wirklichkeitsnahe Anpassung erzielen. Eine bessere Angleichung an die Meßergebnisse ist möglich, wenn man die Korrelationsfunktion nicht nur durch eine einzige Exponentialfunktion (wie in Gl.(2)), sondern durch eine Summe unterschiedlich stark fallender Exponentialfunktionen ausdrückt:

$$\rho(\tilde{x}, \tilde{y}) = \sum_{i=1}^n p_i \exp[-\varepsilon_i (\tilde{x} + \tilde{y})] \quad (25)$$

mit

$$\sum_{i=1}^n p_i = 1 \quad (26)$$

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
F_m^2	Mitchell/Woodgate			Korrektur		Mitchell/Woodgate			eigene Werte		$\bar{P} = \bar{P}_1 + \bar{P}_2$		Nutzlastmodell $\bar{\sigma}_p$	
	$\hat{\mu}_{\bar{P}_1}$	$\hat{\sigma}_{\bar{P}_1}$	$V_{\bar{P}_1}$	$\mu_{\bar{P}_1}$	$\sigma_{\bar{P}_1}$	$\bar{P}_{2,q} = 99,9\%$	$\hat{\mu}_{\bar{P}_2}$	$\hat{\sigma}_{\bar{P}_2}$	$\mu_{\bar{P}_2}$	$\sigma_{\bar{P}_2}$	$\mu_{\bar{P}}$	$\sigma_{\bar{P}}$	$\sigma_0 = 230$ $\varepsilon_1/\rho_1 = 6/0,92$ $\varepsilon_2/\rho_2 = 0,4/0,08$	$\sigma_0 = 180$ $\varepsilon = 3,0$ $\rho_0/\rho_{00} = \frac{0,98}{0,02}$
1,1	69,4	88,6	1,277	56,5	72,13	95,8	5	18,40	8,5	38,14	65	81,60	81,92	82,82
1,4	69,4	76,6	1,104	56,5	62,36	91,0	5	17,43	8,5	33,81	65	70,93	77,31	77,24
2,4	66,1	64,6	0,977	56,5	55,22	76,6	5	14,51	8,5	25,82	65	60,96	68,21	65,49
5,2	64,2	52,7	0,821	56,5	46,38	62,2	5	11,59	8,5	17,54	65	49,59	57,46	51,26
14,0	62,2	42,6	0,685	56,5	38,70	28,7	5	4,80	8,5	10,69	65	40,15	45,87	38,53
31,2	61,3	34,5	0,563	56,5	31,80	14,4	5	1,91	8,5	7,16	65	32,60	37,22	32,37
58,0	58,9	30,2	0,513	56,5	28,97	9,6	5	0,93	8,5	5,15	65	29,44	30,84	29,50
111,2	58,4	26,3	0,450	56,5	25,44	9,6	5	0,93	8,5	3,79	65	25,72	24,62	27,67
192,2	56,5	21,5	0,381	56,5	21,50	4,8	5	0	8,5	2,88	65	21,70	19,95	26,79

Tabelle 1: Mittelwerte und Standardabweichungen aus den Lastmessungen [1];

Standardabweichungen aus dem Nutzlastmodell

(Index 1: ständig vorhandene Nutzlast; Index 2: kurzzeitig auftretende Nutzlast)

Dimension der Mittelwerte und Standardabweichungen: kp/m^2

Die Standardabweichung folgt in Analogie zu Gl.(6) mit

$$\sigma_{\bar{P}} = \frac{2\sigma_0}{F} \left\{ \sum_{i=1}^n \frac{\rho_i}{\varepsilon_i^2} \left[\exp(-\varepsilon_i \sqrt{F}) + \varepsilon_i \sqrt{F} - 1 \right] \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (27)$$

Spalte 14 der Tabelle 1 enthält die Standardabweichungen, die sich aus dieser Gleichung ergeben.

Eine Vereinfachung der Korrelationsfunktion Gl.(25) ohne Einbuße der durch sie gewonnenen wirklichkeitsnäheren Nutzlastberechnung ist möglich. Da die Nutzlasten aufgrund der begrenzten Ausdehnung der Bauwerke nur bis zu einer bestimmten Flächengröße interessieren, genügt es, die Korrelationsfunktion bis zu einem endlichen Lastabstand ausreichend genau anzupassen. Die nur geringe Abnahme der tatsächlich auftretenden Korrelation bei zunehmendem Lastabstand kann in diesem Fall durch eine einzige rasch abnehmende, um einen konstanten Wert angehobene Exponentialfunktion angenähert werden

$$\rho(\tilde{x}, \tilde{y}) = \rho_{\infty} + \rho_0 \exp[-\varepsilon \cdot (\tilde{x} + \tilde{y})] \quad (28)$$

Die Koeffizienten sind durch die Bedingung

$$\rho_{\infty} + \rho_0 = 1 \quad (29)$$

miteinander verknüpft. Auf die Angabe eines Gültigkeitsbereiches für Gl.(28) kann verzichtet werden, da bei dessen Überschreiten die Korrelationsfunktion zu große, also auf der sicheren Seite liegende Werte liefert. Mit Gl.(28) ergibt sich die im folgenden benutzte Standardabweichung zu

$$\sigma_{\bar{P}} = \sigma_0 \left\{ \rho_{\infty} + \rho_0 \left(\frac{2}{\varepsilon^2 F} \right)^2 \left(\exp[-\varepsilon \sqrt{F}] + \varepsilon \sqrt{F} - 1 \right)^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (30)$$

Die sich mit Hilfe dieser Gleichung ergebenden Standardabweichungen sind in Tabelle 1, Spalte 15, wiedergegeben. Bild 6 zeigt nochmals die Standardabweichungen der gleichförmig verteilten Bürohausnutzflächen^{lasten}, die aus der Lastmessung resultieren und die aus den Gln.(27) und (30) folgen. Man erkennt, daß Gl.(30) die Meßergebnisse am besten wiedergibt.

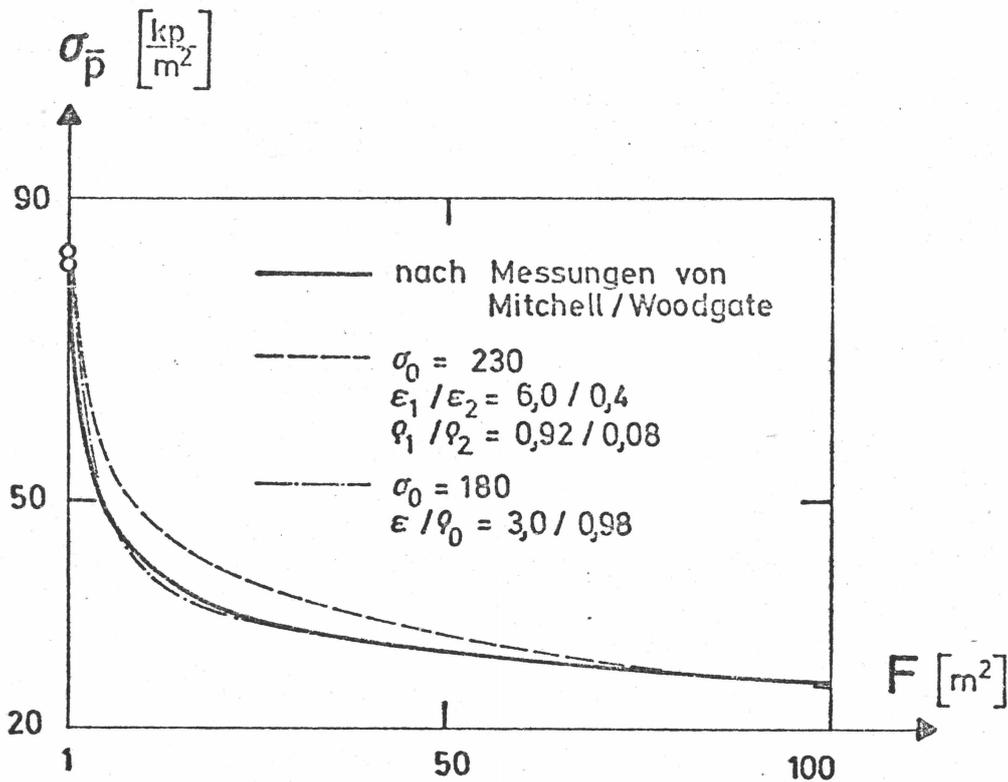


Bild 6: Anpassung der Parameter des Nutzlastmodells an die aus der Lastmessung resultierende Standardabweichung

Die aus der Lastmessung gewonnenen Häufigkeitsfunktionen der gleichförmig verteilten Bürohausnutzlasten lassen sich gut durch gemischte Verteilungsfunktionen anpassen. Die gemischte Verteilungsfunktion setzt sich aus der Auftretenswahrscheinlichkeit

$$w(\bar{p}=0) = w_{\bar{p}}(0) \quad (31)$$

und der stetigen Verteilungsfunktion (log. Normalverteilung)

$$\tilde{F}_{\bar{p}}(\bar{p}) = \Phi\left(\frac{1}{\delta_{\bar{p}}} \ln \frac{\bar{p}}{\bar{p}_0}\right) \quad (32)$$

zusammen.

$$F_{\bar{p}}(\bar{p}) = w_{\bar{p}}(0) + [1 - w_{\bar{p}}(0)] \tilde{F}_{\bar{p}}(\bar{p}) \quad (33)$$

mit

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x \exp\left[-\frac{z^2}{2}\right] dz \quad (34)$$

Die Parameter \bar{p}_0 und $\delta_{\bar{p}}$ der stetigen Verteilung lassen sich aus dem Mittelwert $\mu_{\bar{p}}$ und der Standardabweichung $\sigma_{\bar{p}}$ wie folgt berechnen:

$$\begin{aligned} \bar{p}_0 &= \frac{\mu_{\bar{p}}}{[1 - w_{\bar{p}}(0)] \sqrt{[1 - w_{\bar{p}}(0)][1 + v_{\bar{p}}^2]}} \\ \delta_{\bar{p}} &= \sqrt{\ln\{[1 - w_{\bar{p}}(0)][1 + v_{\bar{p}}^2]\}} \end{aligned} \quad (35)$$

Darin sind

$$\begin{aligned} v_{\bar{p}} &= \frac{\sigma_{\bar{p}}}{\mu_{\bar{p}}} \\ w_{\bar{p}}(0) &= \exp[-1,1\sqrt{F}] \end{aligned} \quad (36)$$

Die Verteilungsdichte der gemischten Verteilung ergibt sich durch Differentiation aus Gl.(33)

$$f_{\bar{p}}(\bar{p}) = w_{\bar{p}}(0) \cdot \delta(\bar{p}) + [1 - w_{\bar{p}}(0)] \tilde{f}_{\bar{p}}(\bar{p}) \quad (37)$$

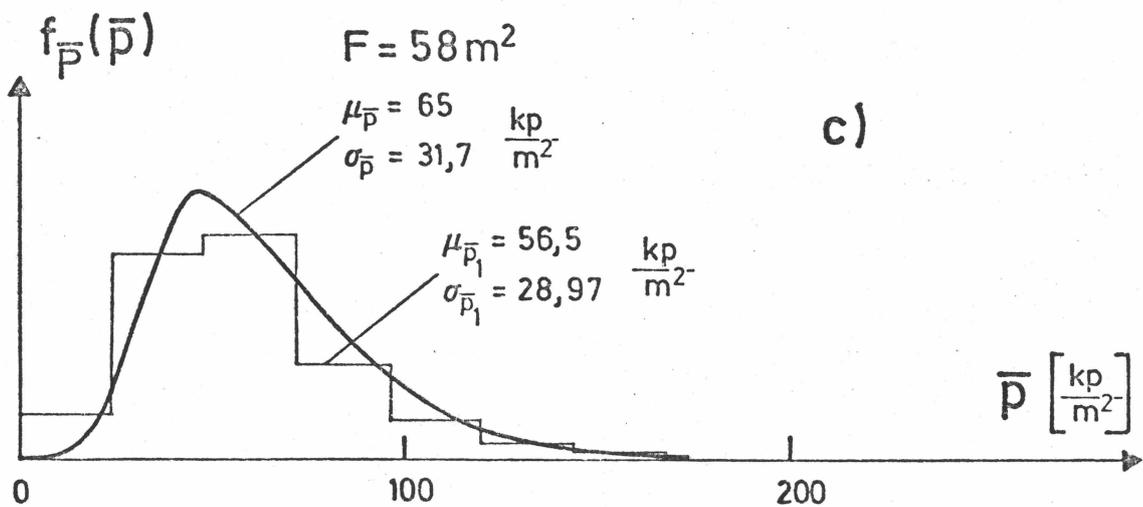
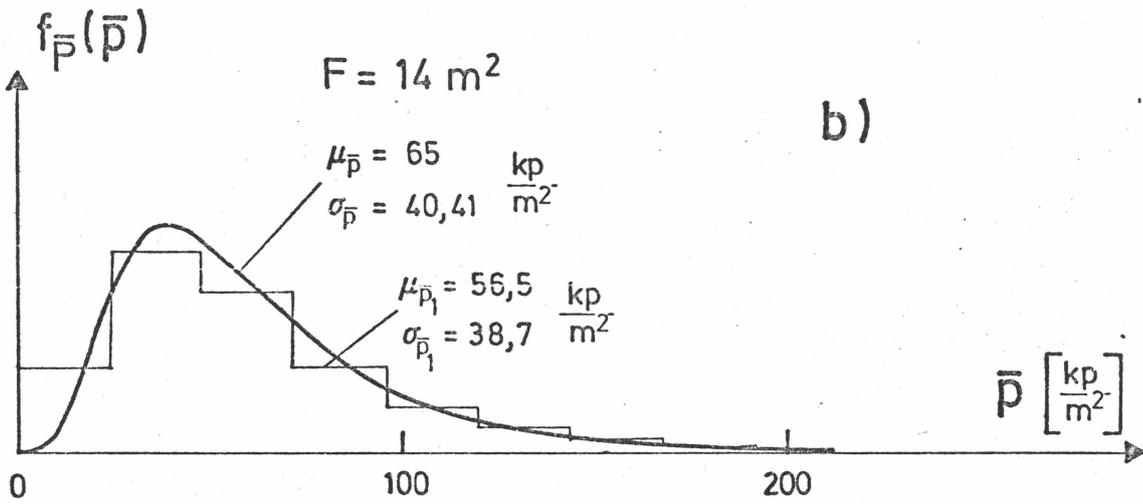
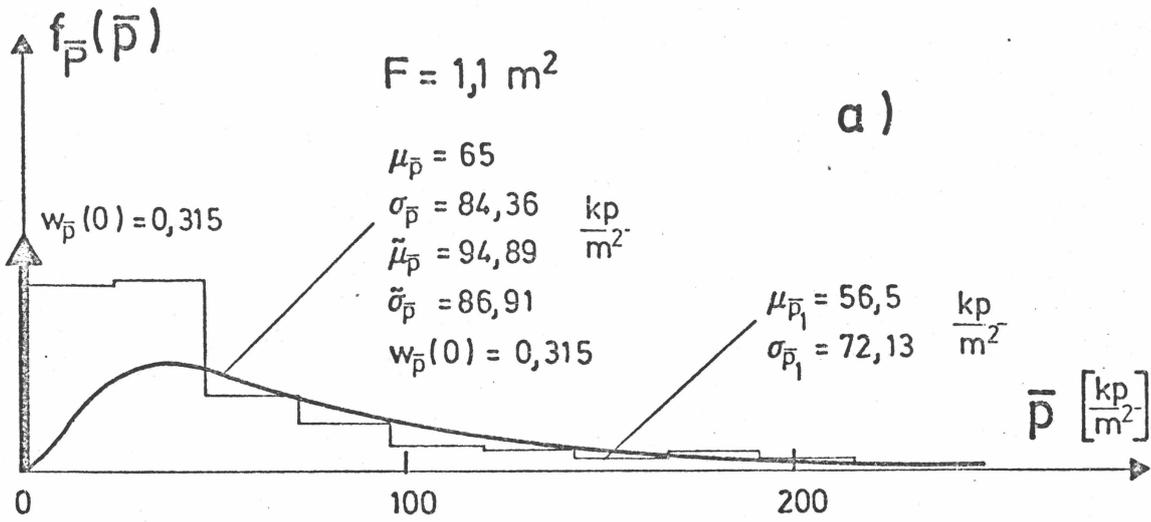


Bild 7: Häufigkeitsdichten und angepaßte gemischte Verteilungsschichten

Darin ist $\delta(\bar{p})$ die Dirac-Deltafunktion mit

$$\delta(\bar{p}) = \begin{cases} \infty & \text{für } \bar{p} = 0 \\ 0 & \text{für } \bar{p} \neq 0 \end{cases}$$
$$\int_{-\infty}^{\infty} \delta(\bar{p}) d\bar{p} = 1 \quad (38)$$

Auf Bild 7 sind für die Bezugsflächen $F = 1,1 \text{ m}^2$, 14 m^2 und 58 m^2 gemessene Häufigkeitsdichten und angepasste gemischte Verteilungsdichten der gleichförmig verteilten Nutzlast dargestellt. In den Häufigkeitsdichten ist im Gegensatz zu den Verteilungsdichten der Anteil aus der kurzzeitig auftretenden Nutzlast nicht enthalten, da hierüber keine Meßwerte vorliegen. Die Verteilungsdichte ist deshalb gegenüber der Häufigkeitsdichte in Koordinatenrichtung verschoben. Die Wahrscheinlichkeit $w_{\bar{p}}(0)$ nimmt mit zunehmender Größe der Bezugsfläche sehr rasch ab. Für $F = 10 \text{ m}^2$ beträgt sie nur noch 0,031; für größere Flächen kann $w_{\bar{p}}(0)$ gleich Null gesetzt werden (Bild 7, b) und c)). Die Gln. (33), (34) und (36) vereinfachen sich entsprechend.

3.3 Extremwerte der gleichförmig verteilte Nutzlast

Mit Hilfe der Fluktuation der Bürohauslasten lassen sich die Extremwertverteilungen für vorgegebene Bezugszeiträume berechnen. Mitchell und Woodgate stellten fest, daß im Mittel alle 8,8 Jahre ein Lastwechsel stattfindet. Für die Berechnungen wurde - auf der sicheren Seite liegend - eine durchschnittliche Lastdauer von fünf Jahren angesetzt; dies entspricht einer durchschnittlichen jährlichen Lastwechselzahl von $\lambda = 0,2$.

Tabelle 2 und Bild 8 geben die Ergebnisse der Berechnungen wieder.

F m ²	Grundgesamtheit/Nutzlastmodell				Extremwerte T = 1 Jahr				Extremwerte T = 50 Jahre			
	$\mu_{\bar{p}}$	$\sigma_{\bar{p}}$	$w_{\bar{p}}(0)$	$\bar{p}_{95\%}$	$\mu_{\bar{p}}^*$	$\sigma_{\bar{p}}^*$	$w_{\bar{p}}^*(0)$	$\bar{p}_{95\%}^*$	$\mu_{\bar{p}}^*$	$\sigma_{\bar{p}}^*$	$w_{\bar{p}}^*(0)$	$\bar{p}_{95\%}^*$
1	65	85,07	0,333	220	70,39	89,99	0,318	234	222,09	143,79	0,040	490
2	65	69,33	0,211	191	69,33	73,13	0,204	203	191,08	111,64	0,025	400
3	65	61,02	0,149	177	68,79	64,27	0,145	186	174,95	95,54	0,018	353
4	65	55,68	0,111	167	68,45	58,59	0,109	176	164,74	85,57	0,013	325
6	65	49,03	0,068	156	68,04	51,52	0,067	163	152,26	73,50	0,008	290
10	65	42,16	0,031	144	67,63	44,24	0,031	150	139,71	61,20	0,004	254
20	65	35,39	0,007	132	67,23	37,07	0,007	137	127,46	48,97	0,001	219
50	65	30,07	0,000	122	66,90	31,42	0,000	126	117,48	39,42	0,000	191
100	65	27,93	0,000	118	66,76	29,15	0,000	122	113,21	35,70	0,000	180
200	65	26,74	0,000	115	66,68	27,89	0,000	120	111,02	33,70	0,000	174
gemischte Verteilung mit logarithmischer Normalverteilung					gemischte Verteilung mit logarithmischer Normalverteilung				näherungsweise $w_{\bar{p}}(0) = 0$ für alle F; Extremal-Typ I Verteilung			

Tabelle 2: Mittelwerte, Standardabweichungen, diskrete Wahrscheinlichkeit $w_{\bar{p}}(0)$ und 95 % - Fraktile der Grundgesamtheit und der Extremwerte für die Zeitabschnitte T = 1 Jahr und T = 50 Jahre (Dimension der Mittelwerte, Standardabweichungen und 95 %-Fraktile: kp/m^2)

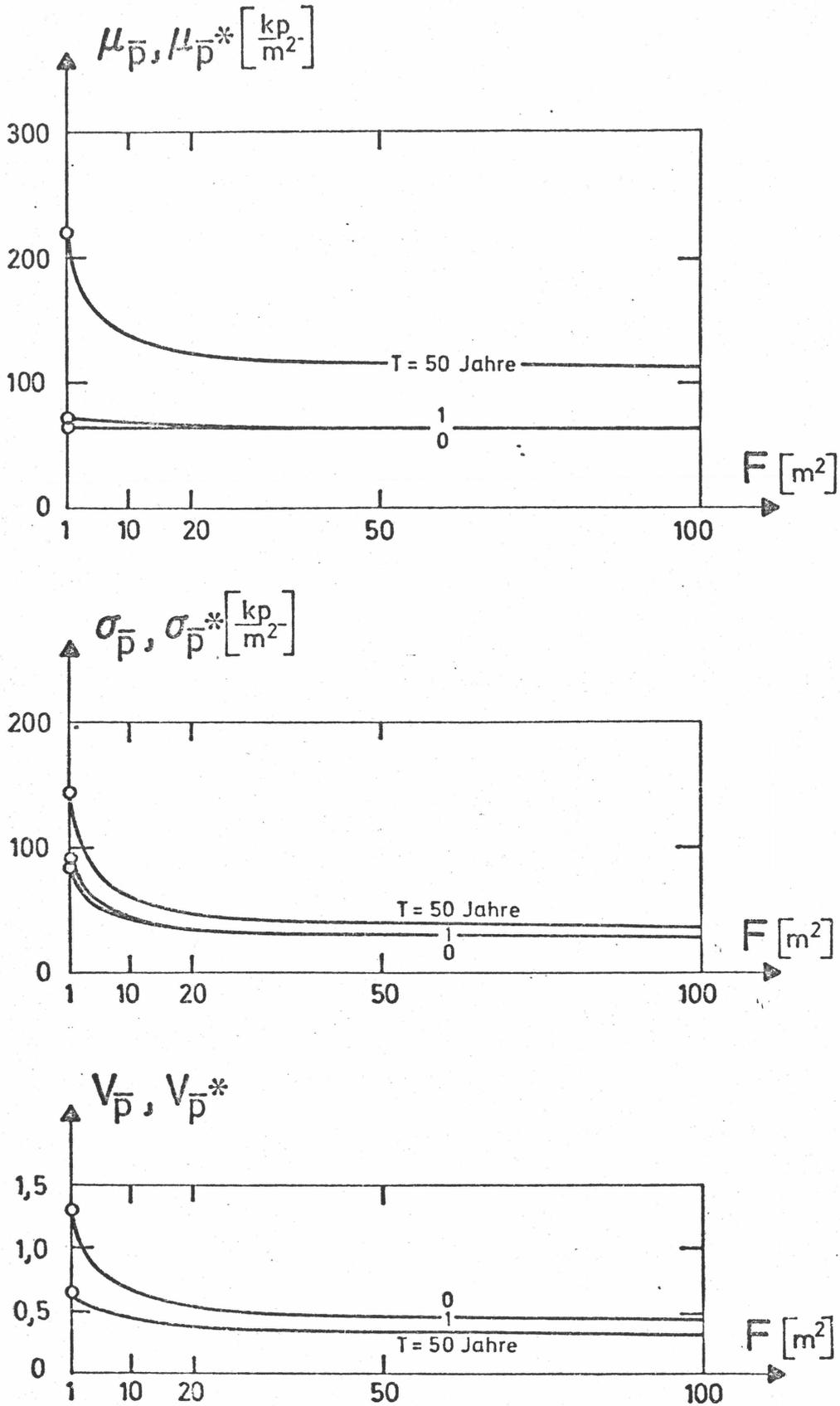


Bild 8: Mittelwerte, Standardabweichungen und Variationskoeffizienten der gleichförmig verteilten Nutzlast für die Grundgesamtheit ($T = 0$ Jahre) und die Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre

Ausgehend von den statistischen Maßzahlen und der Verteilung der Grundgesamtheit der gleichförmig verteilten Bürohausnutzlast wurden die statistischen Maßzahlen und die Verteilungen der Extremwerte für die Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre ermittelt.

Man erkennt, daß die statistischen Maßzahlen der Grundgesamtheit und der 1-Jahres-Extremwerte nur geringfügig voneinander abweichen, was auf die nur schwache Fluktuation der Bürohauslasten zurückzuführen ist. Hingegen zeigt sich zu den statistischen Maßzahlen der 50-Jahres-Extremwerte ein deutlicher Abstand. Während die Verteilungen der Grundgesamtheit und der 1-Jahres-Extremwerte nahezu identisch bleiben - also durch eine logarithmische Normalverteilung und die diskrete Wahrscheinlichkeit $w_p^*(0)$ beschrieben werden - kann man die Verteilung der 50-Jahres-Extremwerte näherungsweise durch eine Extremal-Typ I-Verteilung anpassen.

Neben den Mittelwerten, den Standardabweichungen und den diskreten Wahrscheinlichkeiten $w_p^*(0)$ enthält Tabelle 2 auch die 95 %-Fraktilen der Extremwerte für die Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre. Entsprechend der Definition in Abschnitt 2.4 ergeben sich diese mit den Lastkonzentrationsfaktoren charakteristischer Schnittgrößen multipliziert die Berechnungslasten; bei Stützenlasten ist zusätzlich ein von der Geschoßanzahl abhängiger Abminderungsfaktor zu berücksichtigen.

3.4 Lastkonzentrationsfaktoren

Die Lastkonzentrationsfaktoren einiger charakteristischer Schnittgrößen und statischer Systeme sind in Tabelle 3 für die Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre aufgeführt. Die Lastkonzentrationsfaktoren der 50-Jahres-Extremwerte sind darüber hinaus auf Bild 9 dargestellt; sie fallen geringfügig größer aus als die der jährlichen Extremwerte.

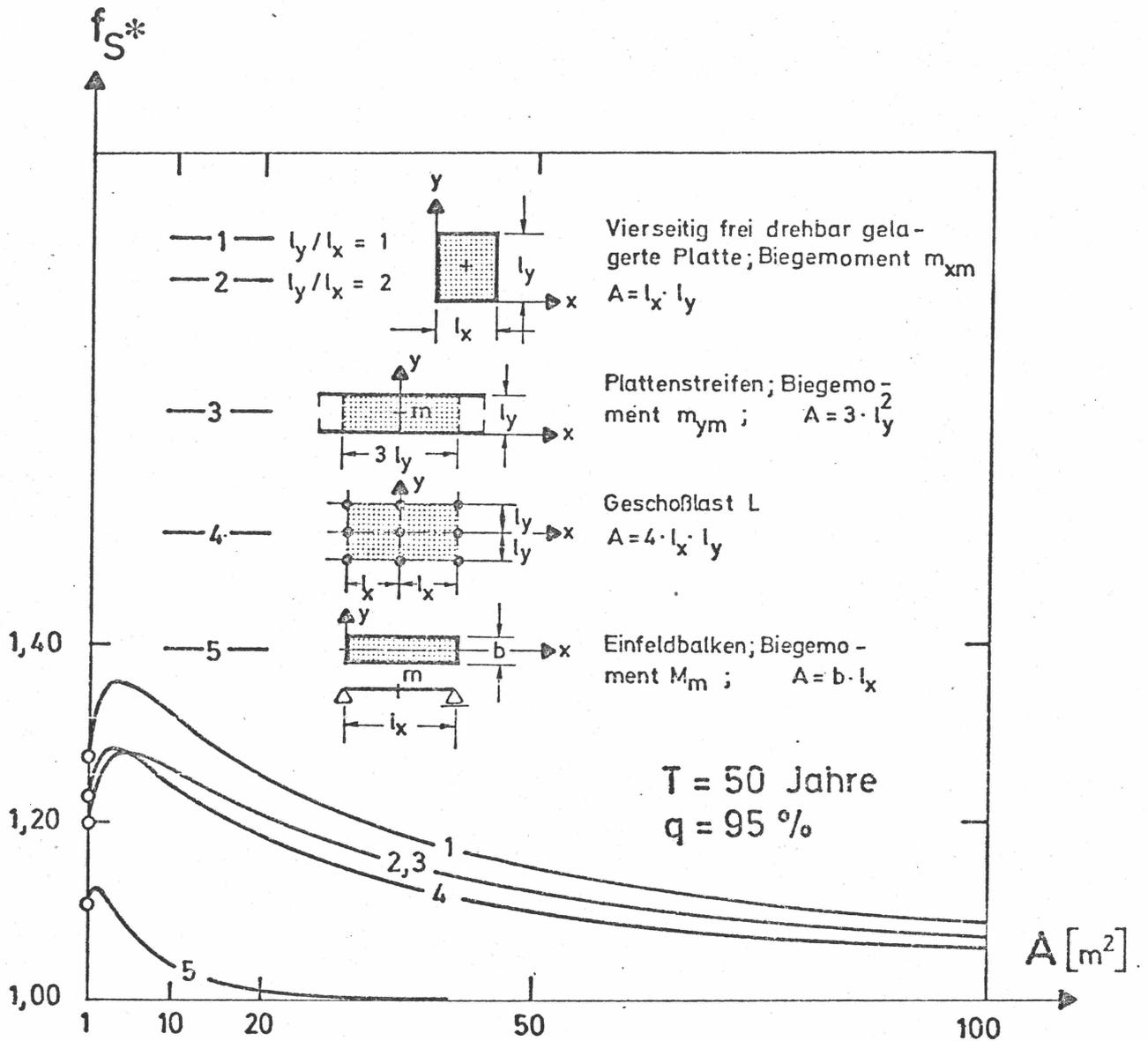


Bild 9: Lastkonzentrationsfaktoren f_S^* für den Zeitabschnitt $T = 50$ Jahre

Neben den Kurven der Lastkonzentrationsfaktoren zeigt Bild 9 in den Grundrißskizzen der statischen Systeme die Einzugsgebiete der betrachteten Schnittgrößen.

A m ²	Einfeldbalken Biegemoment M _n		Geschoßlast L (Stützenlast N)		Plattenstreifen; Biegemoment M _{ym}		Vierseitig frei drehbar gelagerte Platte; Biegemoment M _{xm} l _y /l _x = 1 l _y /l _x = 2			
	T=1 Jahr	T=50 Jahre	T=1	T=50	T=1	T=50	T=1	T=50	T=1	T=50
1	1,07	1,11	1,15	1,23	1,13	1,20	1,18	1,27	1,14	1,22
2	1,08	1,13	1,17	1,27	1,15	1,25	1,20	1,33	1,16	1,28
3	1,07	1,11	1,17	1,28	1,16	1,27	1,21	1,35	1,17	1,28
4	1,06	1,10	1,17	1,28	1,15	1,28	1,21	1,36	1,17	1,27
6	1,04	1,07	1,16	1,27	1,16	1,28	1,20	1,35	1,16	1,28
10	1,02	1,04	1,14	1,24	1,15	1,26	1,18	1,32	1,15	1,26
20	1,01	1,01	1,10	1,18	1,12	1,20	1,14	1,25	1,11	1,20
50	1,00	1,00	1,06	1,10	1,07	1,12	1,08	1,15	1,07	1,11
100	1,00	1,00	1,03	1,06	1,04	1,07	1,05	1,07	1,04	1,07
200	1,00	1,00	1,02	1,03	1,02	1,04	1,03	1,05	1,02	1,04

Tabelle 3: Lastkonzentrationsfaktoren für die Zeitabschnitte T = 1 Jahr und T = 50 Jahre. Auswertung für die 95 %-Fraktile

3.5 Abminderung von Stützenlasten

Bei der Abminderung von Stützenlasten ist die Korrelation der Nutzlasten in verschiedenen Geschossen zu berücksichtigen. Im Abschnitt 2.2 wurde die Kovarianz der Nutzlastordinaten innerhalb eines Geschosses vom gegenseitigen Abstand der Nutzlastordinaten abhängig gemacht. Die Kovarianz der Nutzlastordinaten in verschiedenen Geschossen muß darüber hinaus die gegenseitige Abhängigkeit der Geschoß für Geschoß übereinanderliegenden Lasten erfassen. Dieser Einfluß wird durch den Korrelationsbeiwert ρ_s erfaßt, der der Korrelationsfunktion $\rho(\tilde{x}, \tilde{y})$ multiplikativ beigefügt wird. Die Auswertungen zeigen, daß ρ_s mit guter Näherung für die Kovarianz zwischen allen Geschossen als konstant angenommen werden darf. Der Korrelationsbeiwert ρ_s kann aus den Abminderungsfaktoren, die Mitchell und Woodgate für Stützenlasten angeben, ermittelt werden.

Die Stützenlast \bar{N}_i im Geschoß i ergibt sich aus der gleichförmig verteilten Nutzlast \bar{P} und der Einzugsfläche A ($= F$; konstant über alle Geschosse) und dem Lastabtragsfaktor α_L (siehe Abschnitt 2.2)

$$\bar{N}_i = \sum_{k=1}^i \bar{L}_k = \alpha_L A \sum_{k=1}^i \bar{P}_k \quad (39)$$

Ihre Erwartungswerte lauten

$$\begin{aligned} \mu_{\bar{N}_i} &= i \alpha_L A \mu_{\bar{P}} \\ \sigma_{\bar{N}_i} &= i \alpha_L A \cdot \sigma_{\bar{P}} \sqrt{\frac{1}{i} [1 + (i-1) \rho_s]} \end{aligned} \quad (40)$$

Aufgrund der großen Einzugsfläche je Geschoß und der Addition vieler Geschoßlasten kann die Stützenlast als normalverteilt vorausgesetzt werden. Die $q\%$ -Fraktile $\bar{n}_{i,q}$ ist dann

$$\bar{n}_{i,q} = i \alpha_L A \left\{ \mu_{\bar{P}} + \Phi^{-1}(q) \sigma_{\bar{P}} \sqrt{\frac{1}{i} [1 + (i-1) \rho_s]} \right\} \quad (41)$$

Den Abminderungsfaktor $\alpha_{\bar{n}_i}$ erhält man, wenn $\bar{n}_{i,q}$ auf die aus der q%-Fraktile der gleichförmig verteilten Nutzlast ermittelten Stützenlast bezogen wird. Unter Beachtung, daß die gleichförmig verteilte Nutzlast großer Bezugsflächen logarithmisch normalverteilt ist ($w_{\bar{p}}(0) = 0$), ergibt sich der Abminderungsfaktor $\alpha_{\bar{n}_i}$ mit

$$\alpha_{\bar{n}_i} = \frac{\bar{n}_{i,q}}{i \kappa_L A \bar{p}_q} \quad (42)$$

$$= \frac{\mu_{\bar{p}} + \Phi^{-1}(q) \cdot \sigma_{\bar{p}} \sqrt{\frac{1}{i} [1 + (i-1) \rho_s]}}{\bar{p}_0 \exp[\Phi^{-1}(q) \delta_{\bar{p}}]}$$

Bild 10 zeigt die Anpassung aus Gl.(42) mit $\rho_s = 0,6$ und $q = 99 \%$ resultierenden Abminderungsfaktoren an die von Mitchell und Woodgate in [1] mitgeteilten Meßergebnisse. In den unteren Geschossen weichen rechnerische und gemessene Werte geringfügig voneinander ab. Dies ist auf die in der Regel von den Normalgeschossen abweichende Nutzung dieser Geschosse zurückzuführen.

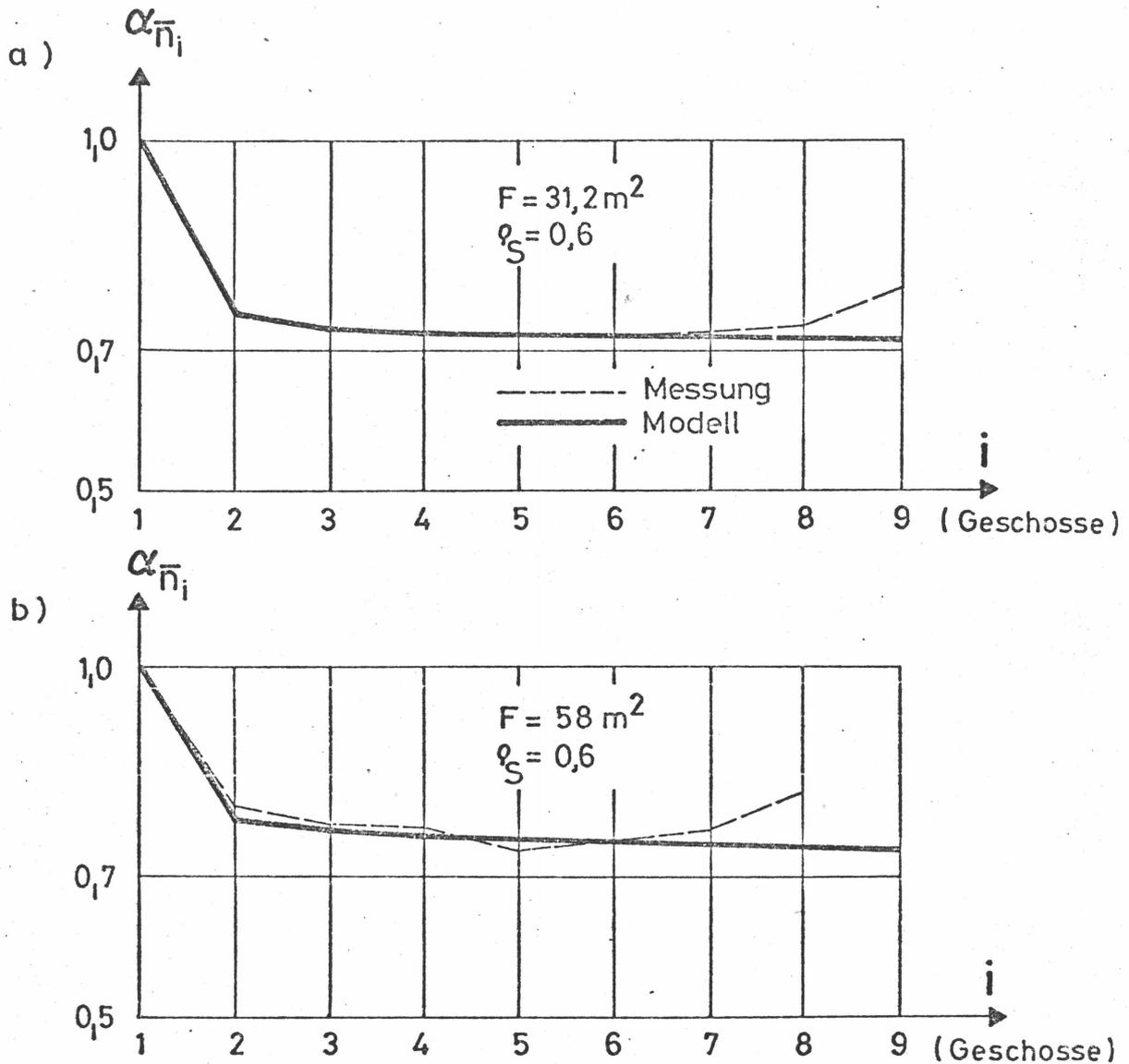


Bild 10: Ermittlung des Korrelationsbeiwertes der Nutzlasten in verschiedenen Geschossen durch Anpassung der Abminderungsfaktoren des Modells an die aus der Lastmessung resultierenden Abminderungsfaktoren ($q = 99\%$) für $F = 31,2 \text{ m}^2$ und $58,0 \text{ m}^2$

Unter Ansatz des auf diese Weise ermittelten Korrelationsbeiwertes q_s wurden mit Hilfe des in [2] beschriebenen Verfahrens für ständig vorhandene Nutzlasten die statistischen Maßzahlen für die Extremwerte der Stützenlasten ermittelt und die Abminderungsfaktoren gemäß Gl.(20) festgelegt. Das Ergebnis zeigt Bild 11. Danach fallen die Abminderungsfaktoren verschiedener Bezugszeiträume etwa gleichgroß aus. Die Abminderung bleibt klein; sie erreicht schon bei zehn Geschossen nahezu ihren Größtwert mit knapp 10 %. Im Gegensatz hierzu läßt

DIN 1055, Bl.3, eine viel zu große Abminderung zu. Die entsprechende Kurve ist in Bild 11 ebenfalls eingezeichnet.

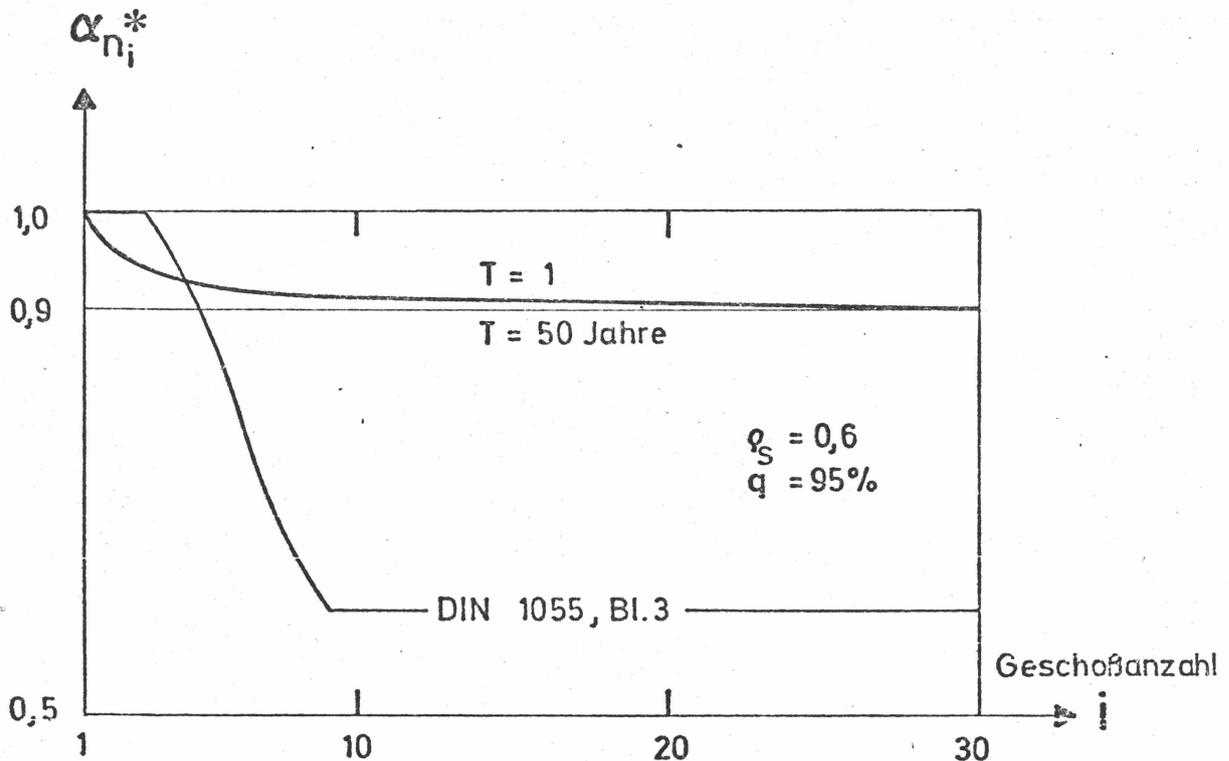


Bild 11: Abminderungsfaktoren für Stützenlasten für die Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre

3.6 Berechnungslasten

Verknüpft man die 95 %-Fraktilen der gleichförmig verteilten Nutzlast mit den Lastkonzentrationsfaktoren - Stützenlasten (Stütznormalkräfte) sind zusätzlich mit den Abminderungsfaktoren zu belegen -, so erhält man gemäß Gl.(18) - bzw. Gl.(21) - die Berechnungslasten der entsprechenden Schnittgrößen. Diese differenzierten Berechnungslasten in eine Lastnorm aufzunehmen, ist sicherlich nicht praktikabel. Da die

Abweichungen der Lastkonzentrationsfaktoren (Bild 9) im bau-
praktischen Sinne als gering zu werten sind, würde es genügen,
die Umhüllende der Lastkonzentrationsfaktoren in die Berech-
nungslast einzuführen und somit in einem 1.Schritt die Ab-
hängigkeit von Schnittgröße und statischem System auszuschal-
ten. Das Ergebnis dieser Vorgehensweise zeigt Bild 12. Die
in diesem Bild dargestellten Berechnungslasten für die Be-
zugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre können als Grund-
lage für eine Nutzlastangabe in einer Lastnorm dienen.

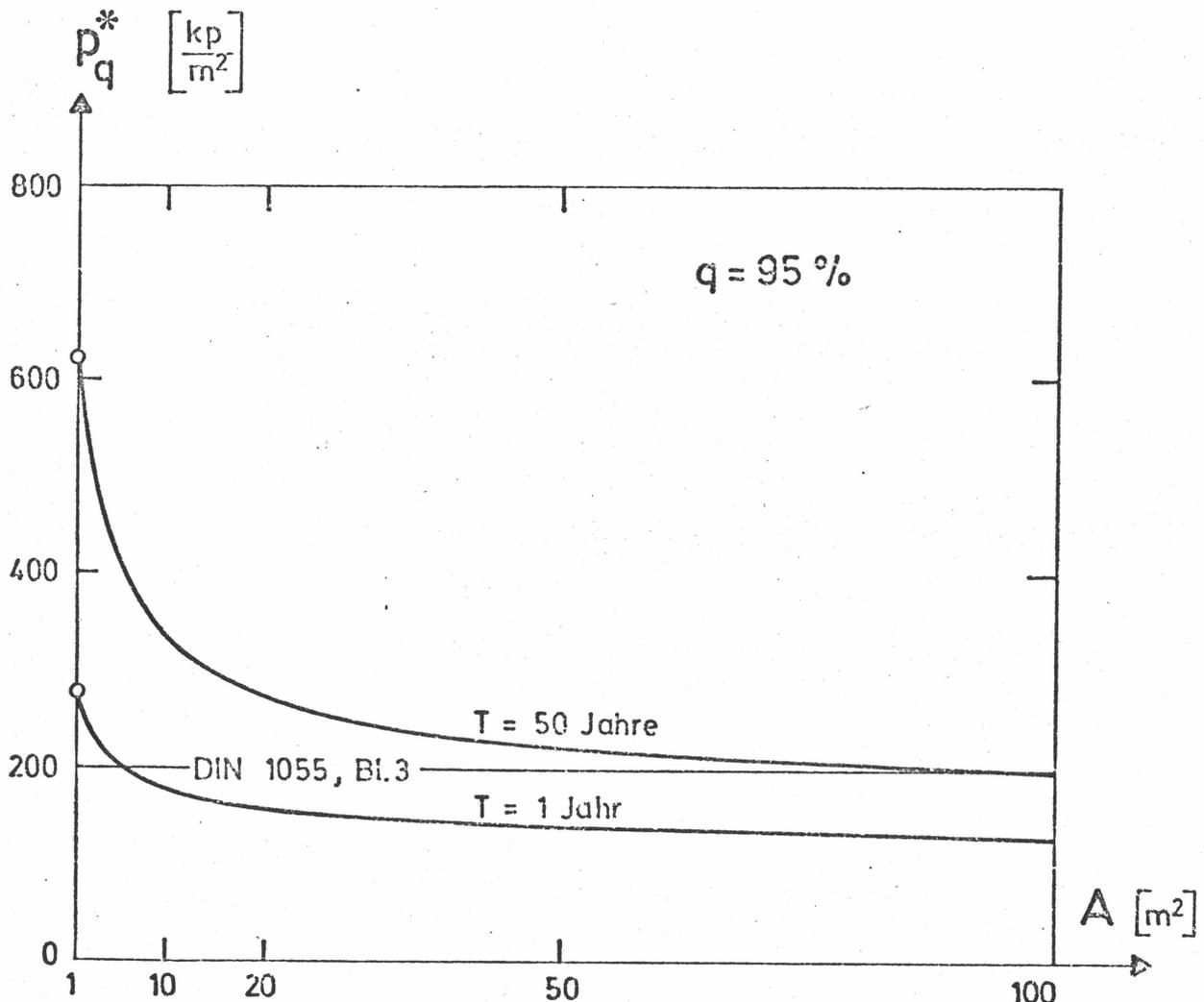


Bild 12: Berechnungslasten für Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre. Die Berechnungslast wurde unter Ansatz des Lastkonzentrationsfaktors für das Biegemoment M_x der vierseitig frei drehbar gelagerten Platte ($l_y/l_x = 1$) ermittelt

Bild 12 macht deutlich, daß die Berechnungslast für $T = 1$ Jahr für Einzugsgebiete $A = 6 \text{ m}^2$ kleiner als die derzeitige Nutzlastangabe der DIN 1055, Blatt 3, ausfällt, während die Berechnungsnutzlast für $T = 50$ Jahre diesen Wert erst bei einem Einzugsgebiet von $A = 100 \text{ m}^2$ erreicht. Multipliziert man diese Berechnungslasten mit den Abminderungsfaktoren aus Bild 11 und stellt sie der sich nach DIN 1055, Blatt 3 ergebenden abgeminderten Nutzlast gegenüber, so erhält man die in Bild 13 aufgetragenen Nutzlasten für die Dimensionierung von Stützen. Darin überrascht, daß die Berechnungslast für $T = 1$ Jahr und die Nutzlastangabe der DIN praktisch übereinstimmen. Die Flächenabhängigkeit der wirklichkeitsnahen Berechnungslast wird durch die zu große Stützenlastabminderung der DIN kompensiert. Die Berechnungslast für $T = 50$ Jahre fällt dagegen erheblich größer als die DIN-Nutzlast aus.

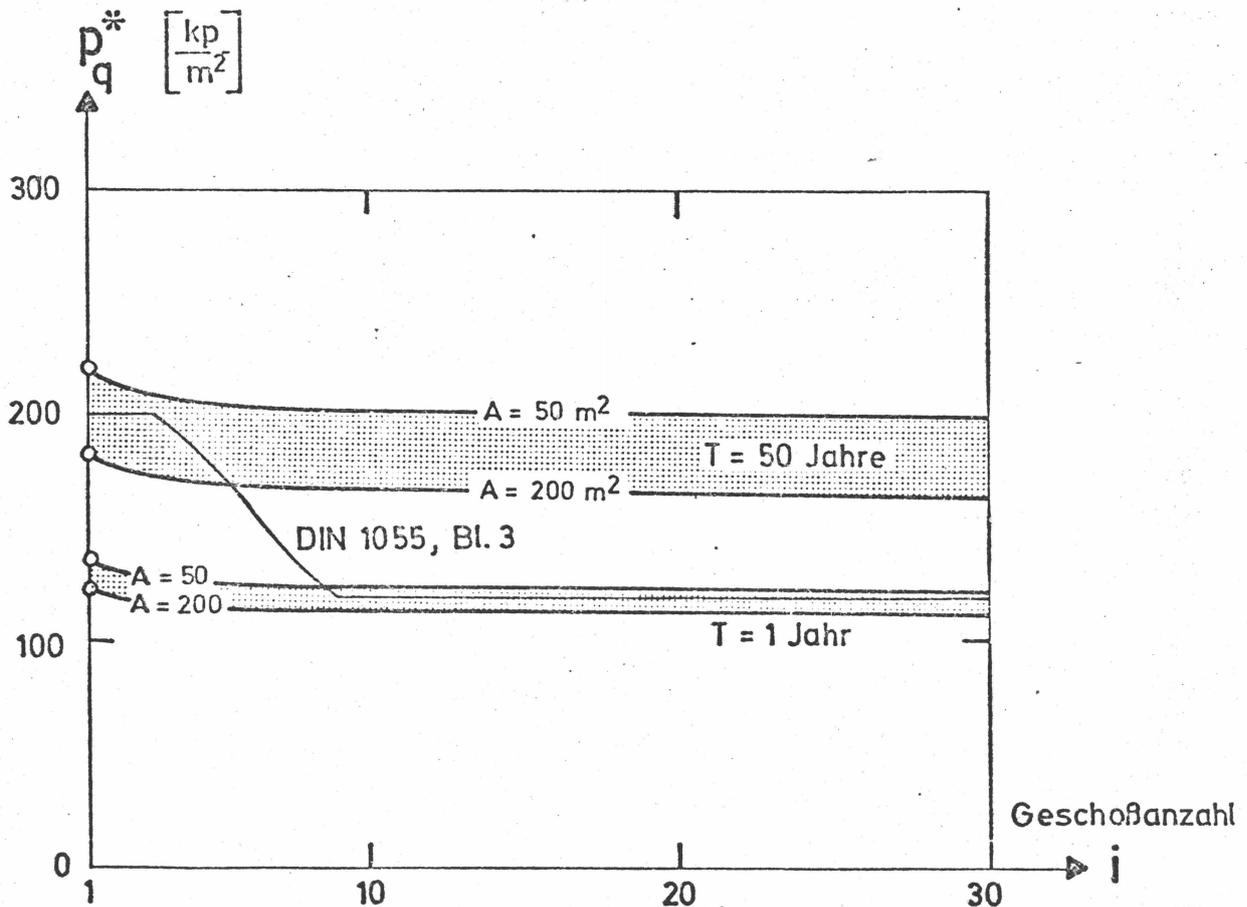


Bild 13: Berechnungslasten für die Bemessung von Stützen für die Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre im Vergleich zur Lastangabe nach DIN 1055, Blatt 3

Zwei Wege zur Nutzlastangabe in einer Lastnorm bieten sich an:

1. Angabe einer stetig von der Größe des Lasteinzugsgebietes abhängigen Nutzlast,
2. Angabe einer konstanten Nutzlast für die Direktbelastung und die Weiterleitung

Ausgehend von den Berechnungslasten der Bilder 12 sind in Tabelle 4 jeweils für die beiden untersuchten Bezugszeiträume beide Nutzlastangaben aufgeführt. Da die Bürohauslasten bis zu einem Lasteinzugsgebiet von $A = 50 \text{ m}^2$ sehr stark, darüber hinaus jedoch nur noch wenig abnehmen, ist der Nutzlastangabe in Form der Direktbelastung und der Weiterleitung der Vorzug vor der flächenabhängigen Nutzlast zu geben. Zudem hat sich die Art dieser Nutzlastangabe in der Praxis bereits bewährt; die Standsicherheitsnachweise der Frankfurter Hochhäuser wurden mit direkt einwirkenden und weiterzuleitenden Nutzlasten geführt.

Eine Abminderung von Stützenlasten entfällt.

Bezugszeitraum	1 Flächenabhängige Nutzlast $p = v_1 + v_2/\sqrt{A}$		3 Konstante Nutzlast	
	v_1 kp/m ²	v_2 kp/m ²	Direktbelastung p kp/m ²	Weiterleitung p' kp/m ²
T = 1 Jahr	130	150	200	150
T = 50 Jahre	200	400	400	250

Tabelle 4: Mögliche Nutzlastangaben in einer Lastnorm

In Bild 14 sind die Nutzlastangaben der Tabelle 4 graphisch dargestellt.

Die Länge des Bezugszeitraumes und die Größe der Lastfraktile sind nur im Zusammenhang mit einem Sicherheitskonzept festlegbar. Zur Zeit scheinen die jährlichen Lasten und die 95 %-Fraktile der Sicherheitsvorstellungen unserer Normen zu genügen, wenn auch die Praxis weitgehend Lastannahmen benutzt, die den 50-Jahres-Extremwerten entsprechen.

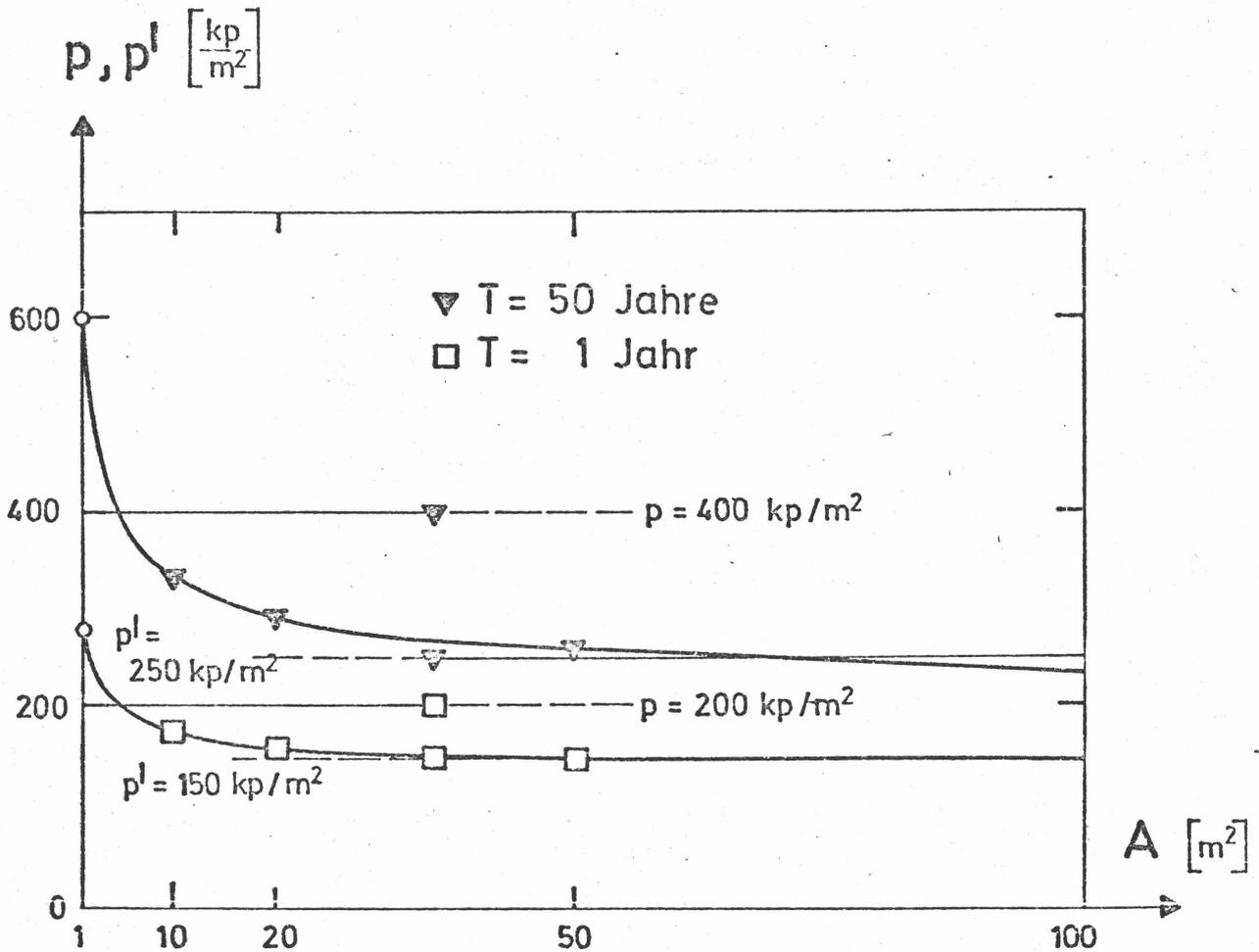


Bild 14: Berechnungslasten; Vorschläge für eine Lastnorm

4. Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit wurden die von Mitchell und Woodgate in [1] veröffentlichten Meßergebnisse ihrer Lastmessungen in Bürogebäuden so aufbereitet, daß sie zur Grundlage einer Nutzlastangabe in einer Lastnorm dienen können.

Als Ergebnis der Auswertung ist festzuhalten:

Im Gegensatz zur Nutzlastangabe der DIN 1055 nimmt die wirklichkeitsnahe Berechnungslast mit zunehmender Größe des Lasteinzugsgebietes ab, während - wiederum im Gegensatz zur gültigen DIN - die Abminderung der Stützenlasten vernachlässigbar klein ausfällt. Ausgehend von dieser wirklichkeitsnahen Berechnungslast werden zwei mögliche Wege zur Nutzlastangabe in einer Norm mitgeteilt: eine ~~stützen~~^{flächen}abhängige Nutzlastangabe oder eine Aufteilung der Nutzlast in eine, die zur Bemessung der direkt belasteten Deckenbauteile benutzt wird, und in eine, die für die Weiterleitung angesetzt wird. Eine Abminderung von Stützenlasten ist nicht mehr vorgesehen. Der letztere Weg entspricht der Gepflogenheit der Praxis bei Hochhausberechnungen. Die Auswertung erfolgte für die Bezugszeiträume $T = 1$ Jahr und $T = 50$ Jahre; sie hat ergeben, daß sich unsere derzeitige Sicherheitsvorstellung in den Normen an den 1-Jahres-Extremwerten der Nutzlast orientiert. Die Praxis hat sich allerdings von dieser Normenauffassung weitgehend gelöst; sie benutzt weitgehend Lastannahmen, die den 50-Jahres-Extremwerten entsprechen.

Literatur

- [1] Mitchell, G.R. und R.W.Woodgate: A Survey of Floor Loadings in Office Buildings. Construction Industry Research and Information Association. Rep.50, London 1970
- [2] Marten, K.: Zur Festlegung wirklichkeitsnaher Nutzlasten und Lastabminderungsfaktoren. Dissertation Darmstadt 1975
- [3] Peir, J.C.: A Stochastic Live Load Model for Buildings, MIT, Rep. R 71-35, Cambridge, Massachusetts 1971