

Zeitschrift: Schweizerische Bauzeitung
Herausgeber: Verlags-AG der akademischen technischen Vereine
Band: 125/126 (1945)
Heft: 9

Artikel: Dauer, Intensität und Häufigkeit von Kälteperioden in der Schweiz
Autor: Ruckli, Rob.
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-83716>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 23.02.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

Dauer, Intensität und Häufigkeit von Kälteperioden in der Schweiz

Von Dr. sc. techn. ROB. RUCKLI, Inspektor des Eidg. Oberbauinspektoreates, Bern

I. Grundbegriffe

Zur Beurteilung der Frostgefahr bei Strassen und Flugpisten ist nicht nur die Kenntnis der Bodeneigenschaften und des Grundwasservorkommens, sondern auch die der klimatischen Verhältnisse erforderlich. Diese werden durch drei klimatologische Größen charakterisiert, nämlich Dauer, Intensität und Häufigkeit von Kälteperioden. Dabei genügt es, mit dem Tagesmittel der Lufttemperatur zu arbeiten. Anstelle der in der Meteorologie bekannten Begriffe der Frost- und Eistage wird der Begriff der Kältetage eingeführt. Es sind dies Tage, an denen das Tagesmittel der Lufttemperatur unter 0° liegt. Sinngemäß versteht man dann unter einer Kälteperiode eine ununterbrochene Folge von Kältetagen. Sie wird definiert durch die Dauer T und ihre mittlere Temperatur θ_T , die als Intensität bezeichnet werden soll.

$$\theta_T = \frac{\sum_i \theta_m}{T},$$

wenn θ_m das Tagesmittel ist.

Es kann nun gezeigt werden, dass zwischen der Dauer, der Intensität und der Häufigkeit von Kälteperioden ein gewisser wahrscheinlichkeitstheoretischer Zusammenhang besteht, der von der Lage des Ortes abhängig ist. Werden für eine bestimmte Station die Intensitäten aller während einer bestimmten Anzahl von Jahren eingetreteten Kälteperioden in Funktion ihrer Dauer graphisch aufgetragen, so findet man eine zunächst ganz regellos erscheinende Punktschar (Abb. 1). In diese kommt etwas Ordnung, wenn man für jede bestimmte Dauer das Mittel der Intensität θ_T bildet (in Abb. 1 mit einem + bezeichnet). Verbindet man die so gefundenen Punkte, so erhält man einen gebrochenen Linienzug mit steigender Tendenz. Die starke Streuung zeigt, dass einer bestimmten Dauer verschiedene Intensitäten und umgekehrt einer bestimmten Intensität verschiedene Kälteperioden entsprechen können. Der Zusammenhang oder die Korrelation zwischen den beiden Wertereihen θ_T und T ist also nicht funktionell, sondern nur stochastisch.

II. Lineare Korrelation zwischen Kältedauer und Kälteintensität

Die Korrelationsrechnung hat nun die Aufgabe, die Straffheit des Zusammenhangs zweier stochastisch verbundener Variablen X und Y (hier T und θ_T) mathematisch auszudrücken. Ist eine Reihe von n Werten Y_i einer Reihe von n Werten X_i zugeordnet, so kann für diese Zuordnung irgend ein passendes mathematisches Gesetz angenommen werden, also $Y_i = f_2(X_i)$ und $X_j = f_1(Y_j)$. Bei funktionellem Zusammenhang der beiden Reihen ist $f_2(X_i)$ die inverse Funktion von $f_1(Y_j)$. Besonders einfach werden die Verhältnisse, wenn die beiden Funktionen linear sind, also wenn

$$X_j = f_1(Y_j) = a_1 + b_1 Y_j \text{ und}$$

$$Y_i = f_2(X_i) = a_2 + b_2 X_i.$$

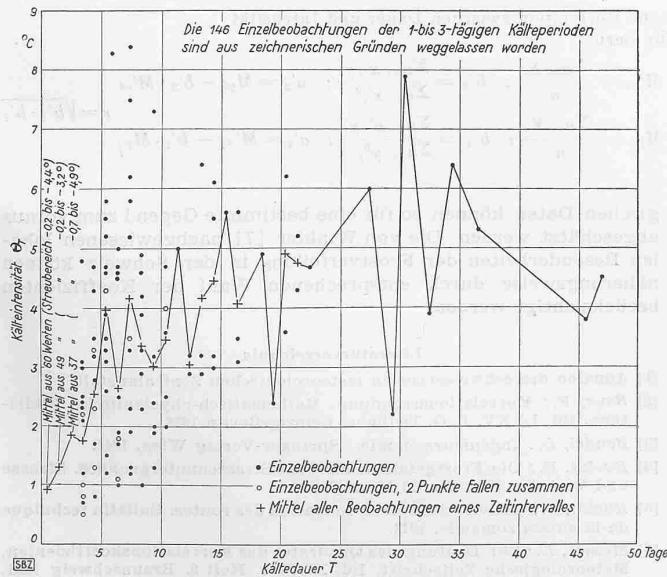


Abb. 1. Zusammenhang zwischen Dauer und Intensität von Kälteperioden in Bern 1906 bis 1936 (ohne Tauwetterintervalle)

Ist von den zwei Wertereihen X Argument, so wird die laufende Ordnungszahl mit i und ist Y Argument, so wird sie mit j bezeichnet.

Wegen der Streuung erhält man beim Ausgleich nach X und nach Y mit der Methode der kleinsten Quadrate zwei verschiedene Gerade A-A und B-B, die Regressionslinien genannt werden.

Das Mass der Korrelation der zwei Wertereihen, also der Straffheit des stochastischen Zusammenhangs, wird durch den sog. Korrelationskoeffizienten r ausgedrückt:

$$r = \frac{\sum xy}{\sqrt{\sum x^2 \sum y^2}},$$

wobei x und y vom Mittelwert aller Beobachtungen aus gemessen werden. Das Quadrat des Korrelationskoeffizienten r gibt an, in welchem Verhältnis die Quadratsumme der aus den Regressionsgleichungen $\xi = b_1 \cdot y$ und $\eta = b_2 \cdot x$ berechneten Werte ξ und η , d. h. $\sum \xi^2$ und $\sum \eta^2$ zu den aus den gegebenen Erfahrungsdaten berechneten $\sum x^2$ und $\sum y^2$ stehen. Es gilt auch $r = \sqrt{b_1 b_2}$. Fallen die beiden Regressionslinien zusammen (vollkommene Korrelation), so wird $r = 1$ wegen $b_1 = \frac{1}{b_2}$. Ist gar keine Korrelation vorhanden, d. h. b_1 oder $b_2 = 0$ oder ∞ , so wird $r = 0$. Der Winkel zwischen den beiden Regressionslinien ist also auch ein Mass der Korrelation. Hinsichtlich der Ableitung dieser Beziehungen muss auf die Literatur verwiesen werden¹⁾.

Mit Hilfe dieser Theorie der linearen Korrelation wurde vom Verfasser der Zusammenhang zwischen Kältedauer und Kälteintensität von sieben in verschiedenen Höhe gelegenen Beobachtungsstationen des eidg. meteorologischen Netzes untersucht, nämlich von Basel, Genf, Neuenburg, Zürich, Bern, Oberberg und Davos. Als Unterlagen hiezu dienten die täglichen Temperaturbeobachtungen der Jahresreihe 1906 bis 1936, also von 30 Jahren [1]. Das Ergebnis ist in Tabelle 1 zusammengestellt. Wie man sieht, schwankt r zwischen 0,367 und 0,265. Die Korrelation ist also sehr mässig bis schlecht [4 und 5].

III. Verbesserung der Korrelation zwischen der Dauer und der Intensität von Kälteperioden bei Annahme logarithmischer Regressionslinien und mit Berücksichtigung der Häufigkeit

Betrachtet man in Abb. 1 nicht die Einzelpunkte, sondern die Mittel der zu jeder Dauer gehörenden Kälteintensitäten, so erkennt man, dass eine lineare Funktion $Y = f_2(X)$ nicht recht befriedigen kann, worauf der Verfasser schon in seinen früheren Publikationen hingewiesen hat [4 und 5]. Im folgenden wird nun nachgewiesen, dass bei Annahme gekrümmter Regressionslinien die wirkliche Korrelation zwischen Dauer und Intensität von Kälteperioden tatsächlich straffer ist, als es bei Zugrundelegung der linearen Korrelation erscheint. Die Untersuchungen basieren auf dem vom Verfasser gesammelten statistischen Material mit insgesamt rund 3500 Kälteperioden und etwa 20000 Temperaturbeobachtungen.

Damit die für die lineare Korrelation entwickelte einfache Berechnungsweise beibehalten werden kann, wird als Regressionslinie eine solche Funktion gewählt, die durch eine einfache Maßstabänderung in eine Gerade übergeht. Eine logarithmische Kurve entspricht dieser Bedingung und schmiegt sich den Mittelwerten der Abb. 1 gut an.

Die zu den kürzern Kälteperioden gehörenden Mittel sind wegen der grösseren Zahl von Beobachtungen zuverlässiger und streuen daher weniger; dies wird in der Rechnung mit den entsprechenden Gewichten n_{xi} und n_{yj} berücksichtigt.

Korrelationstabelle (Tab. 2). Sie beruht darauf, dass man in der Rechnung nicht mehr alle Wertepaare einzeln behandelt, sondern in bestimmte Intervalle zusammenfasst. Die Intervallgrösse ist so zu wählen, dass in jedes Intervall möglichst mehrere Werte fallen. Jeder Zeile entspricht ein Temperaturintervall $Y = \theta = 1^{\circ}\text{C}$ und jeder Kolonne ein Zeitintervall $X = T = 3$ Tage. Nun nimmt man jedes Wertepaar $X Y$ (d. h. $T \theta$) einzeln vor und markiert es im entsprechenden Feld und schreibt die Summe Z in das Feld an, die somit die Häufigkeit darstellt. Die Kolonnensummen geben die Häufigkeit eines Zeitintervall n_{xi} und die Zeilensummen die Häufigkeit eines Temperaturintervall n_{yj} an. Die Quersumme der Kolonnensummen und die Vertikalsumme der Zeilensummen müssen gleich der Gesamtzahl n der Wertepaare sein. $\sum n_{xi} = \sum n_{yj} = n$.

¹⁾ Literaturverzeichnis am Ende des Aufsatzes.

Für jede Kolonne bildet man noch das Mittel der Kälteintensität des Zeitintervalle X_i unter Berücksichtigung der Häufigkeit, also $Y_{mi} = \frac{\sum Z Y}{n_{xi}}$. Analog erhält man $X_{mj} = \frac{\sum Z X}{n_{yj}}$.

Es stehen dann die zwei Reihen Y_{mi} und X_i sowie X_{mj} und Y_j zueinander in Korrelation. Zur Berechnung der Werte r' , a' und b' wird nun die Transformation $X' = \log X$ bzw. $T' = \log T$ durchgeführt. Hierauf werden unter Berücksichtigung der Gewichte die Mittel $M'_{xi,yi}$ und $M'_{xj,yj}$ berechnet, die nun zu Koordinatennullpunkten werden (Abb. 2 u. Tab. 1). Der Strich (') weist auf den logarithmischen Maßstab hin.

Ergebnisse

Wie die Werte von r' zeigen, ist die Korrelation zwischen Dauer und Intensität der Kälteperioden bei Annahme logarithmischer Regressionslinien und bei Berücksichtigung der Häufigkeit durchwegs bedeutend besser, als bei Annahme gerader Regressionslinien. Es besteht also ein ziemlich straffer wahrscheinlichkeitstheoretischer Zusammenhang zwischen den beiden Variablen. Der a'_2 -Wert zeigt in bezug auf die Höhenlage des Ortes keine Gesetzmässigkeit. Im Mittel beträgt er rd. $-0,5^{\circ}$. Die Abhängigkeit der Grösse b'_2 von der Meereshöhe lässt sich bei Verwendung eines logarithmischen Abszissenmaßstabes durch eine Gerade darstellen; b'_2 ist so für jede Höhenlage gegeben. Damit lassen sich nun auch die Regressionslinien $\theta_T = f_2(T) = a'_2 + b'_2 \log T$ mit der Meereshöhe als Parameter konstruieren (Abb. 3). Sie geben für bestimmte Höhenstufen die zu erwartende wahrscheinliche Intensität θ_T einer Kälteperiode bestimmter Dauer T .

Häufigkeit von Kälteperioden

Die Korrelationstabellen geben in Form der n_{xi} -Werte auch über die Häufigkeit von Kälteperioden bestimmter Dauer Aufschluss. Sie nimmt mit zunehmender Dauer ab. Umfasst die Tabelle eine Beobachtungsperiode von q Jahren, so ist die Wahrscheinlichkeit P_i für das Eintreten einer Kälteperiode von T_i für jeden Winter $P_i = \frac{n_{xi}}{q}$. Durch Summation kann daraus die Wahrscheinlichkeit d_i des Eintritts einer Kälteperiode von T_i oder mehr Tagen Dauer je Winter abgeleitet werden nach der Gleichung

$$d_i = \frac{i}{q} \sum_{j=1}^{\infty} n_{xj}$$

Trägt man die d_i -Werte graphisch in Funktion der Dauer T_i auf, so erhält man für jede Station eine Kurve mit hyperbolischem Verlauf [4 und 5]. Aus diesen Kurven können mit Hilfe eines graphischen Ausgleiches die Häufigkeitskurven für bestimmte Stufen der Meereshöhe konstruiert werden (Abb. 4).

Berücksichtigung zweitägiger Tauwetterintervalle

Es kann vorkommen, dass eine längere Kälteperiode durch einzelne Tauwettertage unterbrochen wird. Dauert der Unterbruch nicht zu lange, so hat er auf das Eindringen des Frostes in den Boden keinen grossen Einfluss. Man kann daher Kälteperioden mit kurzfristigen Unterbrüchen als zusammenhängend betrachten. Das vorhandene statistische Material wurde daher auch noch in der Weise ausgewertet, dass Kälteperioden, die durch ein- bis zweitägige Tauwetterintervalle (Tagesmittel über 0°) unterbrochen sind, als eine einzige Kälteperiode behandelt wurden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 und Abb. 4 enthalten.

Damit ist der Zusammenhang zwischen Dauer, Intensität und Häufigkeit von Kälteperioden und der Meereshöhe statistisch gegeben. Die zur Beurteilung der Frostgefahr nötigen klimatolo-

Tabelle 1. Korrelation zwischen der Dauer und der Intensität von Kälteperioden für verschiedene Stationen, berechnet aus der Jahresreihe 1906–1936
(n = Anzahl Kälteperioden in 30 Jahren)

Station		Basel	Genf	Neuenburg	Zürich	Bern	Oberiberg	Davos	
Meereshöhe m		318	405	487	495	572	1090	1561	
Lineare Korrelation	Ohne Tauwetter-intervalle	a_1 b_1 a_2 b_2 r T_{\max} n	3,93 -0,725 -1,39 -0,150 0,330 29 206	3,04 -1,068 -1,46 -0,126 0,367 26 197	3,49 -0,923 -1,74 -0,111 0,321 32 253	3,66 -1,030 -1,76 -0,129 0,364 29 239	2,63 -1,548 -2,53 -0,077 0,346 47 272	3,08 -0,950 -3,60 -0,074 0,265 50 511	0,97 -3,260 -4,54 -0,029 0,309 113 445
	Mit zweitägigen Tauwetter-intervallen	a_1 b_1 a_2 b_2 r T_{\max} n	6,73 -0,677 -1,80 -0,063 0,206 53 151	6,62 -0,500 -1,98 -0,029 0,120 45 149	7,81 -0,482 -1,87 -0,045 0,147 53 165	5,45 -1,310 -2,05 -0,043 0,238 53 185	8,29 -1,000 -1,87 -0,052 0,229 59 184	3,94 -2,540 -2,62 -0,035 0,297 92 282	-23,31 -16,450 -2,92 -0,025 0,646 152 229
	Ohne Tauwetter-intervalle	a'_1 b'_1 a'_2 b'_2 r'	+0,418 -0,100 -0,620 -2,75 0,514				+0,275 -0,170 -0,480 -3,020 0,718	+0,335 -0,144 -0,390 -3,191 0,679	+0,287 -0,121 -0,739 -3,720 0,690
	Mit zweitägigen Tauwetter-intervallen	a'_1 b'_1 a'_2 b'_2 r'	+0,465 -0,219 -0,73 -1,923 0,650				+0,439 -0,182 -0,620 -1,453 0,515	+0,636 -0,119 -0,890 -1,800 0,464	+0,583 -0,134 -1,010 -1,935 0,510
	Annahme Regressionslinien, mit Berücksichtigung der Häufigkeit	a'_1 b'_1 a'_2 b'_2 r'							
	Ohne Tauwetter-intervalle	a'_1 b'_1 a'_2 b'_2 r'							
	Mit zweitägigen Tauwetter-intervallen	a'_1 b'_1 a'_2 b'_2 r'							
	Annahme Regressionslinien, mit Berücksichtigung der Häufigkeit	a'_1 b'_1 a'_2 b'_2 r'							

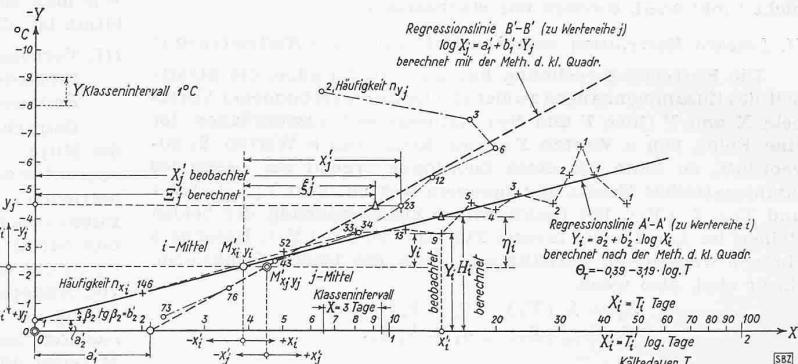


Abb. 2. Logarithmische Korrelation zwischen Dauer und Intensität von Kälteperioden für Bern

$$M_{yi} = \frac{\sum n_{xi} Y_i}{n}; M'_{xi} = \frac{\sum n_{xi} X'_i}{n}; b'_2 = \frac{\sum n_{xi} x'_i y_i}{\sum n_{xi} x'^2}; a'_2 = M_{yi} - b'_2 \cdot M'_{xi}$$

$$M'_{xj} = \frac{\sum n_{yj} X'_j}{n}; M_{yj} = \frac{\sum n_{yj} Y_j}{n}; b'_1 = \frac{\sum n_{yj} x'_j y_j}{\sum n_{yj} x'^2}; a'_1 = M'_{xj} - b'_1 \cdot M_{yj}$$

$$r' = \sqrt{b'_1 \cdot b'_2}$$

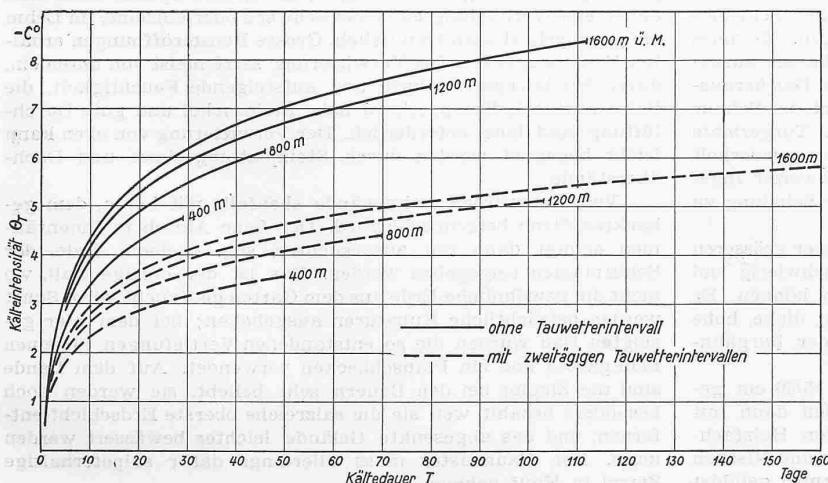
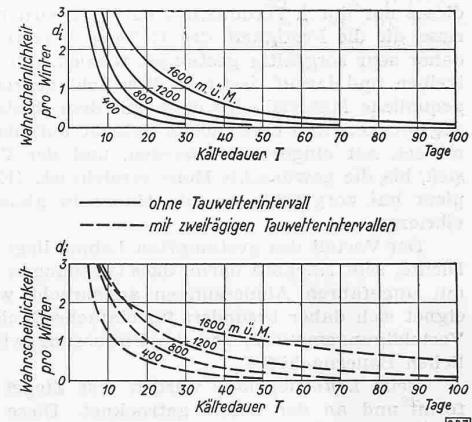
gischen Daten können so für eine bestimmte Gegend zum voraus abgeschätzt werden. Die von Winkler [7] nachgewiesenen lokalen Besonderheiten der Frostverteilung in der Schweiz können näherungsweise durch entsprechende Wahl der Koeffizienten berücksichtigt werden.

Literaturverzeichnis

- [1] Annalen der schweizerischen meteorologischen Zentralanstalt.
- [2] Baur, F.: Korrelationsrechnung. Mathematisch-physikalische Bibliothek. Bd. LXXV. B. G. Teubner, Leipzig-Berlin 1928.
- [3] Bendel, L.: Ingenieurgeologie. Springer-Verlag Wien, 1944.
- [4] Ruckli, R.: Die Frostgefährlichkeit des Strassenuntergrundes. Strasse und Verkehr, Heft Nr. 19 ff., 1943.
- [5] Ruckli, R.: Géligité des sols et fondation des routes. Bulletin technique de la suisse romande, 1943.
- [6] Steiner, L.: Zur Deutung des Quadrates des Korrelationskoeffizienten. Meteorologische Zeitschrift, Bd. XLVIII, Heft 9. Braunschweig 1931.
- [7] Winkler, E.: Zur Frostverteilung in der Schweiz. Mitteilungen der Geogr.-Ethnogr. Ges. Zürich 1937/38, Bd. XXXVIII.

Tabelle 2. Korrelationstabelle für Bern

	Y_j in °C (Wertereihe j)	(X _i) Kältedauer T_i in Tagen (Wertereihe i)																		Häufigkeit $n_{y,j}$	$X_{m,j}$ in Tagen (Wertereihe j)
		1—3 2	4—6 5	7—9 8	10—12 11	13—15 14	16—18 17	19—21 20	22—24 23	25—27 26	28—30 29	31—33 32	34—36 35	37—39 38	40—42 41	43—45 44	46—48 47				
(Y_j) Kälteintensität θ_T in °C (Wertereihe j)	0 bis —1	66	7	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	73	2,29		
	—1 bis —2	52	11	11	2	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	76	3,54		
	—2 bis —3	18	13	4	4	2	—	1	—	—	1	—	—	—	—	—	—	43	4,77		
	—3 bis —4	8	10	6	2	4	2	1	—	—	—	1	—	—	—	—	—	34	8,18		
	—4 bis —5	2	7	6	3	—	1	1	2	—	—	—	—	—	—	—	—	1	23	10,87	
	—5 bis —6	—	3	3	1	1	2	—	1	—	—	—	—	—	1	—	—	12	13,25		
	—6 bis —7	—	—	1	—	2	—	1	—	—	1	—	1	—	—	—	—	6	20,00		
	—7 bis —8	—	—	1	1	—	—	—	—	—	—	1	—	—	—	—	—	3	17,00		
	—8 bis —9	—	1	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2	6,50		
Häufigkeit n_{x_i}	146	52	33	13	9	5	4	3	—	2	2	1	1	—	—	1	272 = n				
	Y_{mi} in °C unter Null (Wertereihe i)	1,32	2,77	3,44	3,58	3,42	4,50	4,25	4,83	—	4,50	5,50	6,50	5,50	—	—	—	4,5			

Abb. 3. Ausgeglichene Regressionslinie A-A' für verschiedene Meereshöhen
 $\theta_T = a_2 + b_2 \log T_i$ Abb. 4. Wahrscheinlichkeit d_i pro Winter für das Über-schreiten von Kälteperioden von mehr als T_i Tagen Dauer bei verschiedenen Meereshöhen

Alte und neue Lehmbauten in Afghanistan

Von E. A. ENGLER, Arch. S.I.A., zur Zeit Basel

Nach den Verwüstungen des ersten Weltkrieges wurden in Deutschland ausgedehnte Versuche mit Lehmwänden für Notbauten angestellt. In der Zwischenkriegszeit förderten vor allem die Sowjetunion den Lehmbau, wo er in den zentralasiatischen Republiken heimisch ist, sowie die Vereinigten Staaten, wo das an

sich erosionsfähige Material durch Bitumenzusätze widerstands-fähig gemacht wurde. Bekanntlich sind auch in der Schweiz schon im letzten Jahrhundert Lehmbauten ausgeführt worden (vgl. SBZ Bd. 120, S. 131, 1942).

In der alten Welt besteht ein zusammenhängender Gürtel von trockenen, steinarmen Ebenen, die den traditionellen Lehmbau gepflegt und entwickelt haben. Diese Zone erstreckt sich von der syrischen Grenze durch Mesopotamien, Persien und die zentralasiatischen Gebiete bis nach China; neben luftgetrocknetem Lehm sind hier auch gebrannte Ziegel und herrliche Fayencen architektonisch verwendet worden. In Afghanistan sind diese letztgenannten selten, doch werden zwei Formen des eigentlichen Lehmbauwerks angewendet.

Stampflehm. Da in diesem Land eine eigentliche Humusschicht fehlt, wird einfach die Erdkruste durch entsprechende Bewässerung

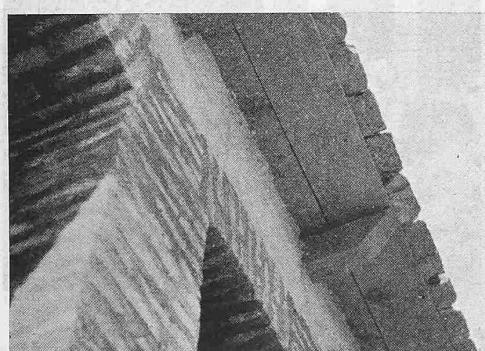


Abb. 12. Kleine Soldatenmoschee (Baubureau Armeekorps Kabul). Lehmdach mit Traufkante aus Steinplatten

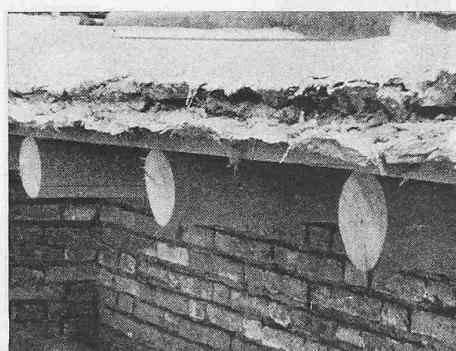


Abb. 13. Bungalow des Obersten Mohamed Arif Khan, Kabul (E. A. Engler, Arch. S.I.A.). Traufkante des Lehmdachs während d. Herstellung