

Zeitschrift: Schweizerische Bauzeitung
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. 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. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

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. [Voir Informations légales.](#)

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. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 22.11.2024

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. Oberbauinspektorates, 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.

$$\theta_T = \frac{\sum_1^T \theta_m}{T}$$

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 eingetretenen 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 Kälteperiode und Kälteintensität

Die Korrelationsrechnung hat nun die Aufgabe, die Straffheit des Zusammenhanges 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

$$X_j = f_1(Y_j) = a_1 + b_1 Y_j \text{ und} \\ Y_i = f_2(X_i) = a_2 + b_2 X_i.$$

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 Zusammenhanges, 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 $\eta = b_2 x$ 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 Kälteperiode und Kälteintensität von sieben in verschiedener 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 Masstabänderung 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 grössern Zahl von Beobachtungen zuverlässiger und streuen daher weniger; dies wird in der Rechnung mit den entsprechenden Gewichten n_{x_i} und n_{y_j} 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 $X = T = 3 \text{Tage}$. 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 Zeitintervalles n_{x_i} und die Zeilensummen die Häufigkeit eines Temperaturintervalles n_{y_j} an. Die Quersumme der Kolonnensummen und die Vertikalsumme der Zeilensummen müssen gleich der Gesamtzahl n der Wertepaare sein. $\sum n_{x_i} = \sum n_{y_j} = n$.

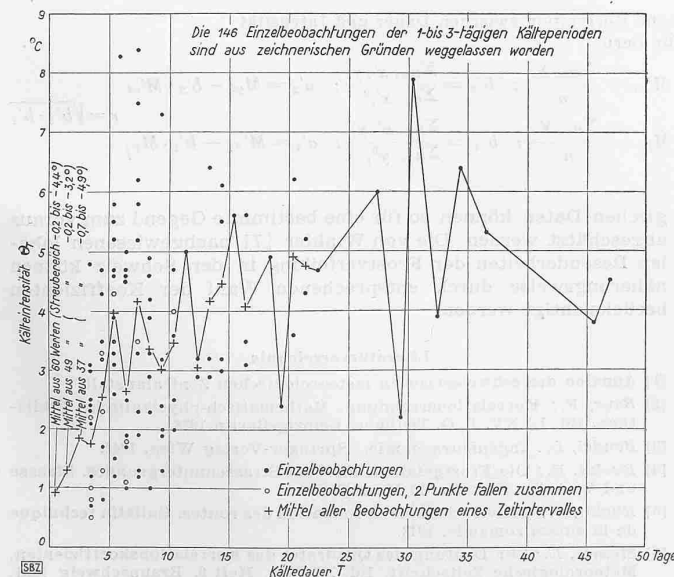


Abb. 1. Zusammenhang zwischen Dauer und Intensität von Kälteperioden in Bern 1906 bis 1936 (ohne Tauwetterintervalle)

¹⁾ Literaturverzeichnis am Ende des Aufsatzes.

Für jede Kolonne bildet man noch das Mittel der Kälteintensität des Zeitintervalles X_i unter Berücksichtigung der Häufigkeit, also $Y_{m_i} = \frac{\sum ZY}{n_{x_i}}$. Analog erhält man $X_{m_j} = \frac{\sum ZX}{n_{y_j}}$.

Es stehen dann die zwei Reihen Y_{m_i} und X_i sowie X_{m_j} 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 $M'_{x_i y_i}$ und $M'_{x_j y_j}$ berechnet, die nun zu Koordinatennullpunkten werden (Abb. 2 u. Tab. 1). Der Strich (') weist auf den logarithmischen Masstab 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 Abszissenmasstabes 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_{x_i} -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 $P_i = \frac{n_{x_i}}{q}$. 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

$$d_i = \frac{\sum n_i}{q}$$

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 Tauwetterintervalle	a_1	3,93	3,04	3,49	3,66	2,63	3,08	0,97
		b_1	-0,725	-1,068	-0,923	-1,030	-1,548	-0,950	-3,260
		a_2	-1,39	-1,46	-1,74	-1,76	-2,53	-3,60	-4,54
		b_2	-0,150	-0,126	-0,111	-0,129	-0,077	-0,074	-0,029
		r	0,330	0,367	0,321	0,364	0,346	0,265	0,309
		T_{max}	29	26	32	29	47	50	113
	n	206	197	253	239	272	511	445	
	Mit zweitägigen Tauwetterintervallen	a_1	6,73	6,62	7,81	5,45	8,29	3,94	-23,31
		b_1	-0,677	-0,500	-0,482	-1,310	-1,000	-2,540	-16,450
		a_2	-1,80	-1,98	-1,87	-2,05	-1,87	-2,62	-2,92
		b_2	-0,063	-0,029	-0,045	-0,043	-0,052	-0,035	-0,025
		r	0,206	0,120	0,147	0,238	0,229	0,297	0,646
		T_{max}	53	45	53	53	59	92	152
		n	151	149	165	185	184	282	229
Korrelation bei Annahme logarithmischer Regressionslinien, mit Berücksichtigung der Häufigkeit		Ohne Tauwetterintervalle	a'_1	+0,418			+0,275	+0,335	+0,287
	b'_1		-0,100			-0,170	-0,144	-0,121	-0,127
	a'_2		-0,620			-0,480	-0,390	-0,739	-0,260
	b'_2		-2,75			-3,020	-3,191	-3,720	-3,760
	r'		0,514			0,718	0,679	0,670	0,690
	Mit zweitägigen Tauwetterintervallen		a'_1	+0,465			+0,439	+0,636	+0,583
		b'_1	-0,219			-0,182	-0,119	-0,134	-0,260
		a'_2	-0,73			-0,620	-0,890	-1,010	-0,21
		b'_2	-1,923			-1,453	-1,800	-1,935	-2,585
		r'	0,650			0,515	0,464	0,510	0,822

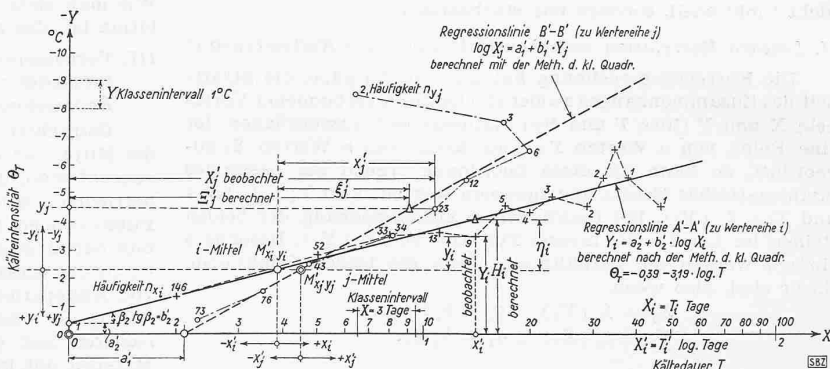


Abb. 2. Logarithmische Korrelation zwischen Dauer und Intensität von Kälteperioden für Bern

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

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

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

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. LXXXV. 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.: Gélimité 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	(X _i) Kälteperiode 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_{m_i} in °C unter Null	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			
(Wertereihe i)																			

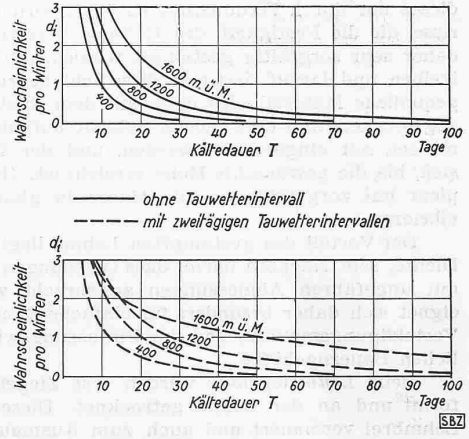
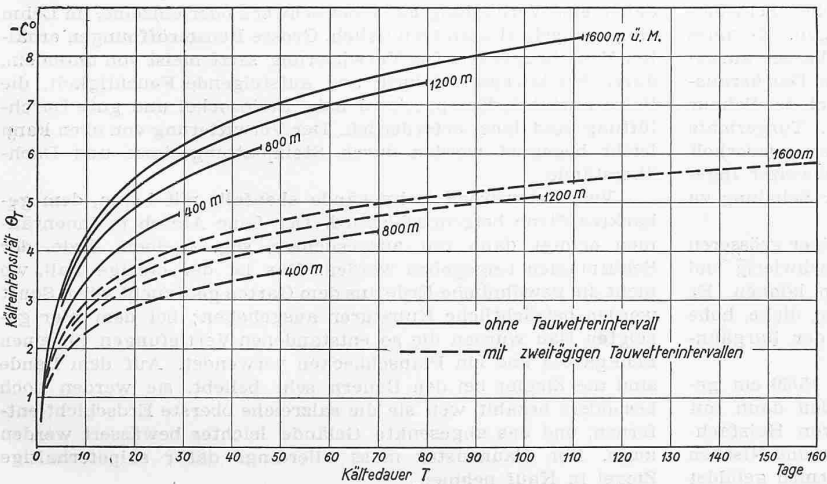


Abb. 3. Ausgeglichene Regressionslinie A-A' für verschiedene Meereshöhen
 $\theta_T = a'_2 + b'_2 \log T_i$

Abb. 4. Wahrscheinlichkeit d_i für das Ueberschreiten 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 Sowietunion den Lehmbau, wo er in den zentralasiatischen Republiken heimisch ist, sowie die Vereinigten Staaten, wo das an

sich erosionsfähige Material durch Bitumenzusätze widerstandsfähig 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 Lehmbaues angewendet.

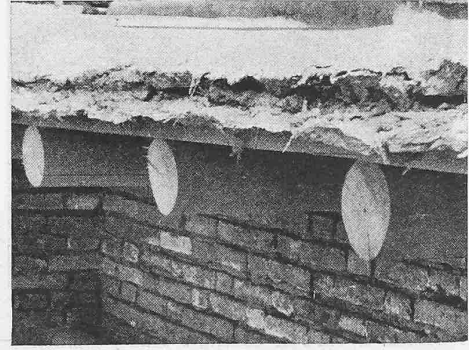
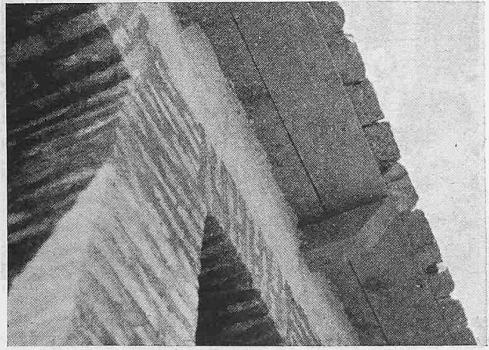


Abb. 12. Kleine Soldatenmoschee (Baubureau Armeekorps Kabul). Lehm-dach mit Traufkante aus Steinplatten

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

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