

fläche ermitteln, Niederschlagsgradienten berechnen und Hypothesen von linearen oder nichtlinearen Verteilungen (z. B. Hypothese einer Höhe maximaler Niederschläge) prüfen. Wegen der großen Bedeutung der Relief-Einflüsse (z. B. Luv- und Leewirkungen) genügt hier allerdings ein h, b, l-Modell in Gebirgsländern selbst bei bescheidensten Ansprüchen nicht. Über die Verfahren zur Bestimmung von Niederschlagsgradienten und Berechnung von Niederschlagskarten soll an anderer Stelle berichtet werden.

#### Literatur

- BÖGEL, R.: Untersuchungen zum Jahresgang des mittleren geographischen Höhengradienten der Lufttemperatur in den verschiedenen Klimagebieten der Erde. Ber. d. Dt. Wetterdienstes 4, 26, 1956.
- FLIRI, F.: Das Klima der Alpen im Raum von Tirol. Monographien zur Landeskunde Tirols, Folge I, Innsbruck 1975.
- GEIGER, R.: Das Klima der bodennahen Luftschicht. 2. Aufl., Braunschweig 1961.
- HANN, J. v.: Die Wärmeabnahme mit der Höhe auf der Erdoberfläche und ihre jährliche Periode. Sitz.-Ber. Akad. Wiss. Wien, Math.-Nat. Kl., 2. Abt., 61, 65–81, 1870.
- : Die Temperaturverhältnisse der österreichischen Alpenländer. Sitz.-Ber. Akad. Wiss. Wien, Math.-Nat. Kl., 2. Abt., 90, 585–683, 91, 403–453, 92, 33–198, 1884/85/86.
- : Die Temperaturabnahme mit der Höhe in der Serra da Estrêla. Meteorol. Z. 25, 132–134, 1908.
- KEIL, K.: Gradient und Gefälle. Meteorol. Rundschau 22, 169–170, 1969.
- LAUER, W.: Zusammenhänge zwischen Klima und Vegetation am Ostabfall der mexikanischen Meseta. Erdkunde 27, 192–213, 1973.
- LAUSCHER, F.: Klimatographie von Österreich. Lufttemperatur. Österr. Akad. Wiss., Denkschr. Gesamtakad., 3, 2. Lief., 137–206, 1960.
- LAUTENSACH, H. und R. BÖGEL: Der Jahresgang des mittleren geographischen Höhengradienten der Lufttemperatur in den verschiedenen Klimagebieten der Erde. Erdkunde 10, 270–282, 1956.
- MAURER, J.: Die Wärmeabnahme mit der Höhe in den Schweizer Alpen. Meteorol. Z. 25, 241–246, 1908.
- RIVOLI, J.: Die Serra da Estrêla. Pet. Mitt. Erg.-H. 61, 1–36, 1880.
- RÖSSLER, C.: Die Niederschlagsverteilung auf der Iberischen Halbinsel. Unveröff. Zulassungsarbeit für das Staatsexamen, 1976.
- TOLLNER, H.: Der Einfluß großer Massenerhebungen auf die Lufttemperatur und die Ursachen der Hebung der Vegetationsgrenzen in den inneren Ostalpen. Archiv. f. Meteor., Geophys. u. Bioklim., Ser. B, 1, 347–372, 1948/49.
- WERNSTEDT, F. L.: World Climatic Data. Lemont, Pennsylvania 1972.

## FAKTORENANALYSEN ZUM KLIMA MITTELEUROPAS

Ein Beitrag zum Problem der Kontinentalität sowie zur Aussagefähigkeit von Faktorenwerten

Mit 14 Abbildungen und 7 Tabellen

FRANZ-JOSEF KEMPER, WOLFGANG SCHMIEDECKEN

*Summary:* Factor Analysis of the Climate of Central Europe

This contribution follows two aims, which entail a climatological and a methodical problem. Both are connected with the use of factor analytic techniques. The climatological question regarding potential components of continentality or oceanicity is tackled with the aid of orthogonal and oblique factor analytic approaches. The methodical problem, on the other hand, consists in the dependence of factor scores on transformations of the initial variables in order to achieve normal distributions. Different authors have been able to show that factor loadings react quite resistently to transformation provided the distribution of variables is not too skewed. In contrast to this, BAHRENBERG and GIESE have recently pointed out the strong influence of transformations on factor scores. By reanalysing the climatological data these authors had used, it seemed more probable, however, that factor scores, computed by different techniques, are also relatively resistant to transforma-

tions of the variables, even if not quite as strongly as factor loadings, and that alterations in the scores correspond to expectations.

In a second factor analysis on the climate of Central Europe six factors were extracted and their regional distribution examined, while at the same time the stations were placed more closely and the number of variables was enlarged. It was shown that the scores of the factors „temperature“ and „precipitation“ reacted similarly to the corresponding mean annual scores. The scores of the factors „humidity“ and „cloudiness“ proved to show a strongly differentiated picture, largely dependent on the relief. The distribution of scores of the factors „variation of temperature“ and „variation of precipitation“, which are taken as indicators for a thermic and hygric continentality or oceanicity, showed results which were not wholly in accordance with previously held opinions. On the whole, it is possible to summarize this in the following statements: thermic and hygric continentality are not only different in

the method of their registration, but they also differ in content in investigations not covering large areas. The behaviour of the two „continentalities“ is mainly determined through their position on the weather-side or leeward side in smaller areas. The variation of temperature and precipitation often take a contrary course to one another. Only over large areas is it possible to determine a converging degree of continentality with the aid of both methods.

Ein bei der Anwendung von Faktorenanalysen häufig nicht genügend beachtetes Problem besteht in der mangelnden Normalverteilung von Variablen. Zwar sind verschiedentlich Vergleiche zwischen den Ausprägungen von Faktoren bei untransformierten und auf Normalverteilung hin transformierten Ausgangsmerkmalen auf der Basis von Faktorenladungen vorgenommen worden (z. B. BÄHR 1971), dagegen ist die Wirkung von Transformationen auf die Faktorenwerte, d. h. die Werte der Faktoren auf den Untersuchungseinheiten (etwa Raumeinheiten), erst durch G. BAHRENBERG und E. GIESE – im weiteren als B/G zitiert – (1975 a) analysiert worden. Sie überprüfen diese Einflüsse anhand einer Faktorenanalyse zur Bestimmung komplexer Klimagrößen in Mitteleuropa, über die auch in B/G (1975 b) berichtet wird. Bei Betrachtung der Ergebnisse dieser Faktorenanalyse stellen sich einige inhaltlich-klimatologische und methodische Fragen, die, aufbauend auf den Klima-Faktorenanalysen von B/G und anderen Autoren, in diesem Beitrag behandelt werden sollen.

So ergeben sich bei den räumlichen Verteilungen der Faktorenwerte der untransformierten Lösung von B/G einige überraschende Ausprägungen. Die Harz-Station Clausthal wäre danach durch überdurchschnittlich hohe Temperaturwerte charakterisiert (Faktor I, „Wärme“), Küstenstationen wie Flensburg und Husum durch eine leicht überdurchschnittliche „thermische Kontinentalität“ (Faktor III) gekennzeichnet, während die nach Faktor III am stärksten ozeanisch beeinflussten Gebiete in Thüringen und Sachsen-Anhalt liegen. Die räumliche Verteilung des Niederschlags nach Faktor II erscheint recht plausibel, dagegen überraschen auf der Darstellung von Faktor IV („hygrische Ozeanität“) die sehr geringen Feuchteangaben auf den Bergstationen im Harz und Erzgebirge (vgl. dazu die Abb. 80–83 in B/G 1975 b). Zieht man nun die Ausgangswerte der betreffenden Stationen auf den für die Faktoren kennzeichnenden Variablen heran, erkennt man, daß die geschilderten „Anomalitäten“ verschwinden. So ist die mittlere Jahrestemperatur in Clausthal mit 5,8 °C im Rahmen des untersuchten Gebietes stark unterdurchschnittlich, sind die mittleren täglichen Temperaturschwankungen im Jahr in Husum bzw. Flensburg mit 6,8 °C bzw. 7,2 °C unterdurchschnittlich (Mittel über alle 69 Stationen: 8,0 °C) usw.

Hieraus könnte der Schluß gezogen werden, daß die Ergebnisse einer Faktorenanalyse offenbar unsinnig sein können und daß deshalb auf die Berechnung

von Faktorenwerten, die bei geographischen Untersuchungen im allgemeinen von besonderem Interesse sind, verzichtet werden sollte. Nach B/G ist aber die mangelnde Plausibilität auf die mangelnde Normalverteilung der Ausgangsdaten zurückzuführen. Bekanntlich wird bei der Anwendung der Faktorenanalyse als statistischem Verfahren die Normalverteilung aller Eingangsvariablen gefordert. Dies braucht für die rein deskriptive mathematisch-deterministische Hauptkomponentenanalyse nicht der Fall zu sein. Trotzdem können auch bei einer Hauptkomponentenanalyse durch sehr schiefe Verteilungen von Variablen „verzerrte“ (z. B. sehr hohe) Korrelationen auftreten, die dann die Faktorenstruktur beeinflussen. Es hat sich aber gezeigt, daß bei beiden Verfahren die Faktorenladungen – und damit die Interpretation der Faktoren – sich häufig nur gering verändern, wenn Transformationen der Variablen zur Erreichung der Normalverteilung durchgeführt werden. Auch B/G kommen bei verschiedenen Transformationsversuchen der Klimadaten zu dem Ergebnis, daß die Faktorenladungen dadurch nur wenig tangiert werden. Ganz anders sind dagegen die Auswirkungen auf die Faktorenwerte. Soweit an den für Faktor I aufgezeigten Einzelangaben ersichtlich ist (vgl. B/G 1975 b, S. 249f.), sind die Faktorenwerte stark von der Transformation abhängig. So ergeben sich absolute Differenzen von vier und mehr Einheiten zwischen den Werten derselben Station für die untransformierte und eine transformierte Lösung (z. B. Freudenstadt). Da nur die Faktorenwerte der transformierten Lösung mit den Werten auf den den Faktor charakterisierenden Variablen sehr hoch korrelieren, erscheint eine Transformation der Ausgangsmerkmale auf Normalverteilung hin notwendig zu sein. Trotzdem überrascht das Ergebnis aus zwei Gründen. Erstens sind alle angewandten Transformationen, wie im allgemeinen üblich, streng monoton, d. h. Rangordnungen bleiben erhalten. Da die Berechnung der Hauptkomponentenwerte nach dem Kaiser-Verfahren, das B/G anwenden, im wesentlichen auf einer Linearkombination von Faktorenladungen, die sich ja durch die Transformationen kaum verändert haben, und Ausgangswerten, bei denen Ränge nicht vertauscht werden, basiert, ist schwer vorzustellen, daß eine Station auf einem Faktor vor der Transformation hoch positiv, nach der Transformation aber hoch negativ bewertet wird. Zum zweiten sind inzwischen, auch innerhalb der Geographie, zahlreiche Untersuchungen durchgeführt worden, die Faktorenwerte benutzt haben und in denen häufig bei nicht normalverteilten Variablen keine Transformationen durchgeführt wurden, die räumlichen Verteilungen der Faktorenwerte aber zumindest „plausibel“ aussahen. Ein Beispiel aus dem Bereich der Klimatologie liefert der Beitrag von HERRMANN (1973), in dem ähnliche Eingangsvariablen wie bei B/G benutzt wurden und sich ähnliche Faktoren ergaben. Transformationen wurden offenbar nicht angewandt,

trotzdem sind die Faktorenwerte gut interpretierbar. Allerdings wird bei HERRMANN nicht ganz ersichtlich, welche Methode zur Berechnung der Faktorenwerte angewendet wurde<sup>1)</sup>. Da mehrere Verfahren im Gebrauch sind, wäre immerhin denkbar, daß die „Güte“ der Verfahren insofern unterschiedlich ist, als die Beeinflussung durch Nicht-Normalität der Variablen und durch Transformation verschiedenartig ist.

Aus den genannten Gründen erscheint es lohnend, eine Re-Analyse der von B/G benutzten Daten vorzunehmen, um zu überprüfen, inwieweit durch die Technik der Faktorenanalyse Verzerrungen in den Ergebnissen auftreten und ob verschiedene Verfahren zur Berechnung der Faktorenwerte unterschiedlich auf Transformation reagieren.

Während die bisher aufgeworfenen Fragen mehr von methodischem Interesse sind, ist ein zweites Ziel dieses Beitrages mehr durch inhaltlich-klimatologische Fragestellungen bestimmt. Unter den vier Faktoren der von B/G durchgeführten Hauptkomponentenanalyse stehen zwei in Verbindung mit dem bipolaren Konstrukt „Ozeanität – Kontinentalität“. Diese beiden Faktoren, die als „thermische Kontinentalität“ und „hygrische Ozeanität“ interpretiert wurden, sind in diesem Fall unabhängig voneinander, obwohl gewisse Beziehungen zu erwarten wären. Es ist möglich, daß diese Beziehungen durch die angewandte Technik, die nur zuläßt, daß Merkmale auf einer Dimension zusammenfallen oder auf verschiedene orthogonale Dimensionen verteilt werden, verdeckt werden und erst durch eine schiefwinklige Rotation angemessen erfasst werden. Letzteres wird im übrigen von B/G vermutet (B/G 1975 a, S. 14).

Es soll daher eine zweite Faktorenanalyse durchgeführt werden, in der a) weitere Merkmale herangezogen werden, die als Indikatoren für Kontinentalität bzw. Ozeanität gelten können, und b) die Faktoren durch schiefwinklige Rotation auf Zusammenhänge überprüft werden. Um die Ergebnisse auf ein breiteres Fundament zu stellen, wurde die Anzahl der Stationen nicht unwesentlich erhöht.

## I. Die Aussagefähigkeit von Faktorenwerten

### 1. Re-Analyse der Hauptkomponentenanalyse zum Klima in Deutschland

Die Ausgangsdaten der Faktorenanalyse konnten der „Klimakunde des Deutschen Reiches“ entnommen werden (vgl. B/G 1975 b, S. 227). Es handelt sich

<sup>1)</sup> Zwar gibt HERRMANN an, daß sich die Matrix der Faktorenwerte  $P$  aus der Matrix  $A$  der Faktorenladungen und der Ausgangsmatrix  $Z$  folgendermaßen berechnen lasse:  $P = A^{-1} Z$  (S. 49), doch gilt diese Formel nur dann, wenn so viele Faktoren extrahiert werden, wie es Variable gibt, denn nur dann kann  $A$  invertiert werden. Die Extraktion der Faktoren wird aber im allgemeinen nicht bis zur maximal möglichen Anzahl vorgetrieben.

meist um Durchschnittswerte der Jahre 1881–1930. Die 27 Variablen, die für 69 Stationen vorliegen<sup>2)</sup>, haben wir dem Vorgehen von B/G folgend einer Hauptkomponentenanalyse mit nachfolgender Varimax-Rotation unterzogen. Die Fraktorenstruktur der ersten vier Faktoren, sowohl im unrotierten<sup>3)</sup> wie im rotierten Fall, entspricht genau der bei B/G angegebenen, so daß die Ladungen hier nicht mitgeteilt zu werden brauchen (vgl. B/G 1975 b, S. 230). Einziger Unterschied ist, daß Faktor I negativ interpretiert wird.

Zur Berechnung der Faktorenwerte wurden drei verschiedene Wege eingeschlagen. Ein Vorteil der Hauptkomponentenanalyse besteht darin, daß die Faktorenwerte direkt berechnet werden können. Man wendet dazu im allgemeinen das Verfahren von Kaiser an. Es sei  $Z$  die  $m \times n$ -Matrix der standardisierten Ausgangsdaten, wobei  $m$  die Anzahl der Variablen und  $n$  die Anzahl der Einheiten ist.  $A$  bezeichne die  $m \times p$ -Matrix der unrotierten Faktorenladungen bei  $p$  Faktoren und  $B = A^T$  die Matrix der rotierten Faktorenladungen. Die  $p \times p$ -Matrix  $T$  ist die Transformationsmatrix. Die gesuchte  $p \times n$ -Matrix  $P$  der Faktorenwerte läßt sich dann wie folgt berechnen:

$$P = T' M^{-1} A' Z$$

Dabei ist  $M = A'A$  eine  $p \times p$ -Diagonalmatrix, in deren Diagonale die Eigenwerte der Faktoren stehen, und daher invertierbar (ÜBERLA 1968, S. 238). Durch Prämultiplikation mit  $M^{-1}$  wird also nur eine Gewichtung der Zeilen von  $A'Z$  vorgenommen, während die Linksmultiplikation mit  $T'$  der Darstellung im rotierten Faktorensystem dient.

In der Literatur werden noch andere Verfahren zur Berechnung von Hauptkomponentenwerten genannt. PARKES (1973) ermittelt  $P$  als  $B'Z$ , wobei durch die Vernachlässigung der durch die Diagonalmatrix  $M^{-1}$  bereitgestellten Gewichte die Faktorenwerte korreliert sein können, da er unkorrelierte Dimensionen als „unrealistisch“ ansieht (PARKES 1973, S. 184). Es fragt sich aber, warum dann nicht auf schiefwinklige Lösungen schon bei der Faktorenrotation zurückgegriffen wird. Einen weiteren Weg schlägt JOSHI (1972) vor. Er setzt alle Faktorenladungen, die nicht das Signifikanzniveau erreichen, auf 0 und berechnet anschließend die Faktorenwerte, die dann besser „interpretierbar“ seien. Es ist aber nicht einzusehen, warum die Faktorenladungen über der Signifikanzschwelle noch zur Wertebestimmung herangezogen werden, wenn schon das ursprüngliche mathematische Modell verlassen wird. Es wurde daher zur Berechnung der

<sup>2)</sup> Bei der Auswahl der Stationen können geringfügige Änderungen gegenüber den von B/G benutzten auftreten, da für einige Städte Werte für mehrere Klimastationen vorliegen. Hier wurden im allgemeinen Stationen an der Peripherie des Siedlungsgebietes gewählt, um lokalklimatische Einflüsse des Stadttinneren auszuschalten.

<sup>3)</sup> Man beachte, daß in Tab. 65 (B/G 1975b, S. 229) bei den Faktorenladungen die Spalten 2 und 3 (ohne Vorspalte) vertauscht werden müssen.

Hauptkomponentenwerte nur das exakte Verfahren von Kaiser herangezogen.

Eine derartige genaue Berechnung der Faktorenwerte ist bei der Faktorenanalyse im engeren Sinn nicht mehr möglich. Hier müssen Schätzmethoden angewendet werden, von denen als am meisten geeignet sich die Schätzung durch multiple Regression erwiesen hat, bei der  $\hat{P} = B'Z$  gesetzt wird mit  $B = m \times p$ -Matrix der Regressionskoeffizienten der Variablen auf die Faktoren (vgl. ÜBERLA 1968, S. 244ff.). Im Gegensatz zu den standardisierten Hauptkomponenten sind die Standardabweichungen bei den so bestimmten Faktorenwerten kleiner oder gleich 1, genauer, gleich dem multiplen Korrelationskoeffizienten eines Faktors mit allen Variablen (ÜBERLA 1968, S. 250). Bei diesem Schätzverfahren muß die  $m \times m$ -Korrelationsmatrix  $R$  invertiert werden, was häufig rechenaufwendig ist. Eine Verkürzung des Rechenaufwands bringt das Ledermann'sche Schätzverfahren der kleinsten Residuen (ÜBERLA 1968, S. 252; HARMAN 1967, S. 362ff.). Der Vorteil der kürzeren Rechenzeit wird aber durch weniger zuverlässige Schätzwerte erkauft. Beide genannten Schätzverfahren sollen hier zur Berechnung der Faktorenwerte herangezogen werden um zu überprüfen, inwieweit sich deren Ergebnisse von den Hauptkomponentenwerten des Kaiser-Verfahrens unterscheiden und ob eventuelle Anomalitäten bei untransformierten Variablen durch die mehr probabilistisch orientierten Schätzmethoden ausgeglichen werden. Im übrigen wird die auf der multiplen Regression aufbauende Berechnung der Faktorenwerte, die als Standardverfahren anzusprechen ist, häufig auch zur Schätzung von Hauptkomponenten benutzt.

Zunächst wurden nach den drei Verfahren die Faktorenwerte für die Hauptkomponenten auf der Basis der untransformierten Variablen errechnet<sup>4)</sup>. Zum Vergleich der verschiedenen Verfahren wurden die absoluten Differenzen zwischen den Faktorenwerten erstellt und auf ihre Größenunterschiede hin geprüft. Wie in Tab. 1 abzulesen ist, unterscheiden sich die Ergebnisse nach den beiden Schätzverfahren fast überhaupt nicht. Größere Differenzen treten zwischen den Hauptkomponentenwerten und den Faktorenwerten nach multipler Regression auf – und damit auch zwischen Hauptkomponentenwerten und Schätzwerten nach den kleinsten Residuen –, sie sind aber in den meisten Fällen vernachlässigbar klein. Die Interpretation bleibt jedenfalls dieselbe, unabhängig von der

Tabelle 1: Vergleich der Faktorenwerte (4-Faktoren-Hauptkomponentenlösung, untransformiert), berechnet nach dem Kaiser-Verfahren (A), nach dem Schätzverfahren mit multipler Regression (B) und nach dem Schätzverfahren der kleinsten Residuen (C).

Verteilung der absoluten Differenzen nach den 69 Klimastationen ( $|d|$ ).

Comparison of the factor scores (principal components analysis, 4 factors, without transformations) computed by the technique of Kaiser (A), by regression estimation (B), and by estimation with smallest residuals (C).

$ d $	Faktor I		Faktor II		Faktor III		Faktor IV		
	A-B	B-C	A-B	B-C	A-B	B-C	A-B	B-C	
0,0	-0,05	48	69	28	69	20	63	22	55
> 0,05-0,1		16	0	22	0	14	6	22	12
> 0,1	-0,2	4	0	15	0	21	0	16	2
> 0,2	-0,5	1	0	4	0	14	0	8	0
> 0,5	-1,0	0	0	0	0	0	0	1	0
> 1,0		0	0	0	0	0	0	0	0

Wahl der Berechnungsmethode für die Faktorenwerte. Sehen wir uns nun die Werte im einzelnen an, und zwar sollen diejenigen nach dem Kaiser-Verfahren herangezogen werden (Abb. 1-4).

Die räumlichen Verteilungen der Faktorenwerte weisen allgemein plausible und gut interpretierbare Muster auf. Wesentliche räumliche Anordnungsprinzipien der Werte auf Faktor I, der durch Temperaturmittelwerte definiert wird, sind der Abfall der Temperatur von West nach Ost und ein deutlicher Temperaturrückgang mit der Höhe der Station. Der Faktor ist negativ zu interpretieren, so daß hohe positive Faktorenwerte geringe Temperaturen indizieren, stark negative Faktorenwerte dagegen hohe Durchschnittstemperaturen. Nicht ganz so stark wie bei diesem Faktor variiert der Niederschlag, der durch Faktor II dargestellt wird, mit der Höhenlage. Die Bergstationen im Harz und im Nordschwarzwald weisen um einiges höhere Werte auf als die weiter östlich gelegenen Bergstationen wie Reitzenhain im Erzgebirge (Station 111) oder Hohenpeißenberg (178). Insgesamt wird der Rückgang des Niederschlags von Westen nach Osten deutlich. Der Faktor III wird durch die mittlere tägliche Temperaturschwankung bestimmt und weist in der räumlichen Verteilung ein Ansteigen von Norden nach Süden auf. Die höher gelegenen Stationen im äußersten Süden der Karte, also Stationen aus Schwarzwald und Alpenvorland, zeigen dagegen durch negative Faktorenwerte, wie auch andere Bergstationen, eine mehr „ozeanische“ Ausprägung mit geringer Temperaturschwankung. Am stärksten durch lokal-kleinräumige Differenzierungen gekennzeichnet ist das Verteilungsbild von Faktor IV, der durch die relative Feuchte bestimmt wird. Charakteristisch sind aber die hohen Feuchtwerte bei den in Meeresnähe gelegenen Stationen.

<sup>4)</sup> Zur Absicherung wurde mit verschiedenen Programmen gerechnet. Die Berechnung der Hauptkomponentenwerte nach Kaiser erfolgte nach einem Programm aus dem DATA-Text-Paket und mit Hilfe eines eigenen Programms, die Berechnung aufgrund der multiplen Regression wurde mit dem Programm FAKAN (Autor W. D. RASE) und dem Programm BMD08M Factor Analysis des BMD-Paketes (Biomedical Computer Programs) vorgenommen, die Schätzung durch die kleinsten Residuen mit FAKAN. Die Ergebnisse unterscheiden sich nach Rechenprogrammen nicht, so daß davon ausgegangen werden kann, daß keine Programmfehler vorliegen.

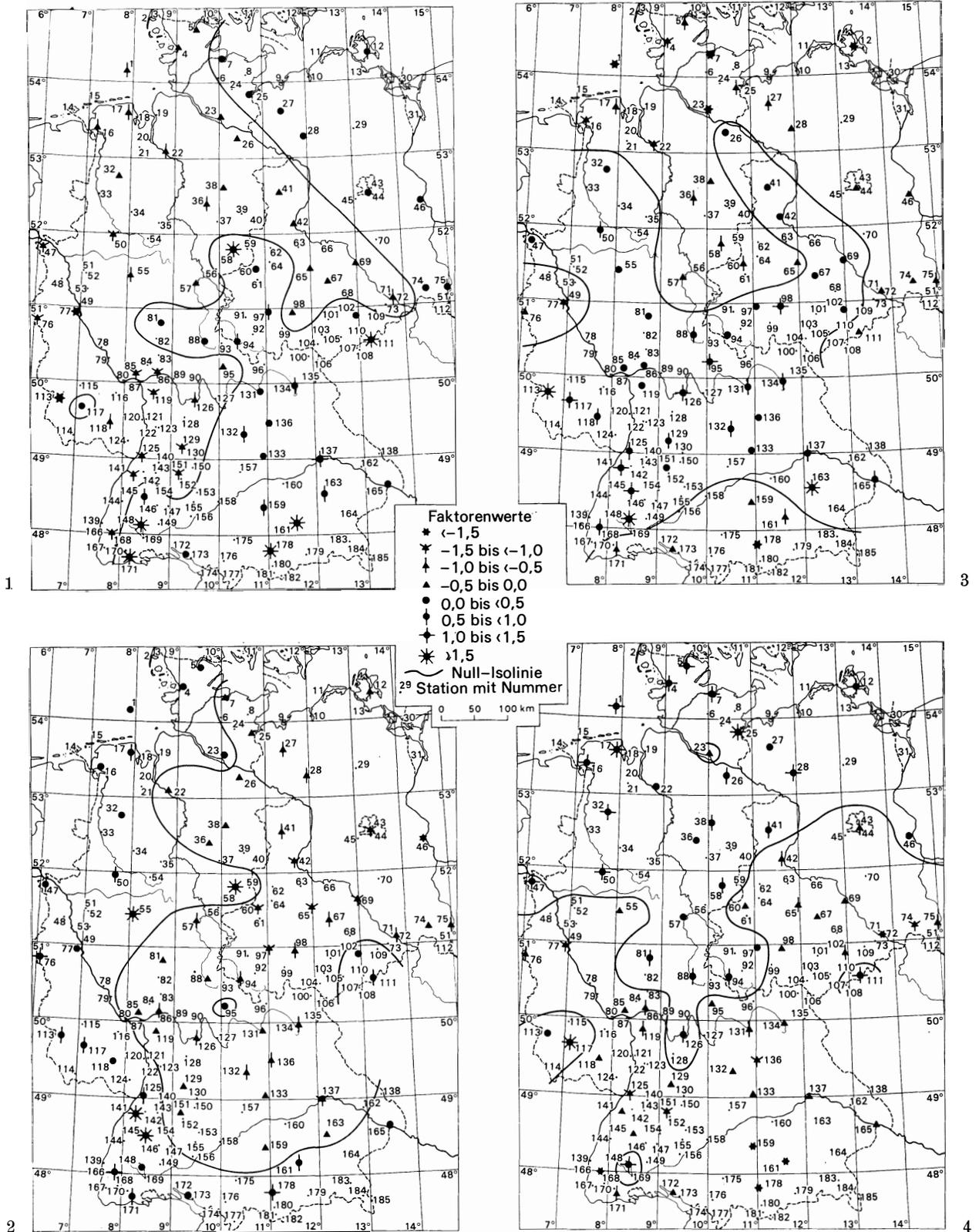


Abb. 1-4: Regionale Verteilung der Faktorenwerte

1 Faktor I: Temperatur; 2 Faktor II: Niederschlag; 3 Faktor III: Temperaturschwankung; 4 Faktor IV: Relative Feuchte

Regional distribution of factor scores

1 factor I: temperature; 2 factor II: precipitation; 3 factor III: variation of temperature; 4 factor IV: relative humidity

Vergleicht man diese Darstellungen der Hauptkomponentenwerte mit den bei B/G wiedergegebenen Verteilungen der angeblich nach demselben Verfahren berechneten Werte (B/G 1975 b, S. 233ff.), so fällt auf, daß a) erhebliche Unterschiede zwischen den jeweiligen Verteilungen bestehen – am meisten bei Faktor III, am wenigsten bei Faktor II – und daß b) die zu Beginn dieses Beitrags aufgezeigten „Anomalitäten“ in der Version von B/G wegfallen. Es muß daher angenommen werden, daß während der Berechnung der Faktorenwerte bei B/G ein Programm- oder Rechenfehler aufgetreten ist, der hier nicht rekonstruiert werden konnte. Dafür sprechen auch die Korrelationen zwischen den Faktoren bei B/G. Berechnet man diese Korrelationen aufgrund der Tab. 67 (B/G 1975 b, S. 237f.), so ergeben sich zwischen den Faktoren I und II, I und III, II und IV und III und IV Werte zwischen 0,6 und 0,8, ja zwischen Faktor II und Faktor III besteht sogar eine Korrelation von 0,92. Dem theoretischen Ansatz entsprechend müßten alle Faktoren unkorreliert sein.

2. Normalität und Transformation.

Mit dem Nachweis der Fehlerhaftigkeit der Ergebnisse B/G's stellt sich die Frage, welchen Einfluß Nicht-Normalverteilung von Variablen und Transformationen auf die Faktorenwerte haben, wieder neu. Dem Vorgehen B/G's folgend, wurden zwei Versionen durchgerechnet (vgl. B/G 1975 a, S. 12). Bei der ersten Version, die hier als 1. Transformationsversuch bezeichnet wird, wurde nur ein Teil der Variablen transformiert, so daß überall die Schiefe nicht signifikant von 0 abweicht (10%-Niveau). Bei der 2. Version bzw. dem 2. Transformationsversuch wurden alle Variablen mit der von PUDLATZ (1975) entwickelten Formel so stark transformiert, daß die Schiefewerte 0 erreichen, was als notwendige Bedingung für Normalverteilung angesehen werden muß. Unsere Ergebnisse bezüglich der Faktorenladungen stimmen mit denen von B/G überein. Das Faktorenmuster, ausgedrückt durch die Ladungen, weicht bei den auf der Basis beider Versionen durchgeführten Hauptkomponentenanalysen nicht wesentlich vom Faktorenmuster der untransformierten Lösung ab.

Zum Vergleich der Faktorenwerte wurden wieder die absoluten Differenzen der Werte nach je zwei Lösungen berechnet. Wie aus Tab. 2 abzulesen ist, sind – was erwartet werden kann – diese Differenzen bei der Gegenüberstellung von der 2. Transformation und der untransformierten Lösung größer als beim Vergleich der untransformierten Lösung mit der 1. Transformation. Aber selbst bei der starken Transformation unterscheiden sich 82% aller Faktorenwerte nur um einen absoluten Betrag von höchstens 0,2 von den Werten des nicht-transformierten Falles. Relativ groß sind die Differenzen beim 2. Faktor, der durch den Niederschlag geprägt wird. Dies ist

Tabelle 2: Vergleich der Faktorenwerte (4-Faktoren-Hauptkomponentenlösung), berechnet nach dem Schätzverfahren mit multipler Regression, für die untransformierte Lösung (A), die Lösung der 1. Transformation (B) und die Lösung der 2. Transformation (C).

Vergleich der absoluten Differenzen nach den 69 Klimastationen

Comparison of the factor scores (principal components analysis with 4 factors), computed by regression estimation, with regard to the solution without distributional transformations (A), the solution of the first transformation (B), and the solution of the second transformation (C).

d	Faktor I		Faktor II		Faktor III		Faktor IV		
	A-B	A-C	A-B	A-C	A-B	A-C	A-B	A-C	
0,0	-0,05	33	13	15	14	42	34	32	23
> 0,05-0,1		26	25	19	10	17	14	16	12
> 0,1	-0,2	8	21	18	18	9	18	19	25
> 0,2	-0,5	2	9	12	21	1	3	2	7
> 0,5	-1,0	0	1	5	5	0	0	0	2
> 1,0		0	0	0	1	0	0	0	0

daraus zu erklären, daß die Schiefewerte der Ausgangsvariablen hier am höchsten sind, teilweise Werte über +2 erreichen. Sehen wir uns die Faktorenwerte derjenigen Stationen an, bei denen die Differenzen am größten sind:

Station	Fall A (untransf.)	Fall B (1. Transf.)	Fall C (2. Transf.)
42	-1,225	-1,896	-2,100
46	-1,436	-1,920	-2,090
58	2,998	2,384	2,173
65	-1,298	-1,927	-2,184
97	-1,296	-1,899	-2,091
145	4,101	2,927	2,610

In allen Fällen handelt es sich um hinsichtlich der Niederschlagshöhe extreme Stationen. Die Gebirgsstationen Clausthal (58) und Freudenstadt (145) weisen von den untersuchten Klimastationen mit Abstand die höchsten Jahresniederschläge auf. Die dementsprechend extrem hohen Faktorenwerte der untransformierten Lösung werden durch die Transformationen deutlich gedrückt. Anders die Stationen mit wenig Niederschlag. Aufgrund der positiven Schiefe der Verteilungen der Ausgangsvariablen erhalten die entsprechenden Faktorenwerte durch die Transformation eine stärker negative Ausprägung. Wie es einer Normalverteilung angemessen ist, sind im Fall C die absoluten Werte der negativen und positiven Extrema ähnlich hoch, während sie sich im Fall A deutlich unterscheiden. Letzteres ist der „realen Situation“ insofern angemessen, als es im Untersuchungsgebiet zwar Stationen mit im Vergleich zum Durchschnitt extrem hohen Niederschlägen gibt, nicht aber Statio-

nen mit extrem geringen Niederschlägen. Sieht man von dieser Differenz bei den Extrem-Stationen ab, so wird man zu dem Ergebnis gelangen, daß die Gesamtinterpretation der Faktorenwertverteilung von den Transformationen nicht wesentlich tangiert wird. Im Gegensatz zu B/G kann daher vermutet werden, daß nicht nur Faktorenladungen, sondern auch die Faktorenwerte – von leicht erklärbaren Extremfällen abgesehen – gegenüber Verletzung der Normalitätsforderung relativ robust sind. Allerdings sollte dieses Ergebnis keinesfalls dazu verleiten, auf Überprüfung von Normalverteilung und eventuelle Transformationen grundsätzlich zu verzichten. Die hier untersuchten Ausgangsvariablen weisen nämlich keine übermäßig hohen Schiefewerte auf, bei stärkerer Abweichung von der Normalverteilung werden auch die Einflüsse der Transformationen größer sein. Bei jeder Faktorenanalyse sollte sorgfältig abgewogen werden zwischen den Vorteilen der Transformation, die in besserer Anpassung an das zugrundeliegende mathematisch-statistische Modell liegen, und den Nachteilen, die in einer erschwerten inhaltlichen Interpretation zu sehen sind<sup>5)</sup>.

## II. Kontinentalität und Ozeanität

Der zweite Teil dieses Beitrags sei – wie erwähnt – vornehmlich der Klärung eines klimatologischen Fachproblems gewidmet, das sich durch die Interpretation der Ergebnisse der von B/G durchgeführten Hauptkomponentenanalyse erneut ergibt und das auf das Begriffspaar „Maritimität bzw. Ozeanität und Kontinentalität“ bezogen ist.

Die meisten Hand- und Lehrbücher der Klimatologie behandeln im Kapitel „Klimatypen“ die Auswirkungen von großen Wasser- und Landflächen auf das Klima oder widmen diesem Thema einen längeren Abschnitt<sup>6)</sup>. Bei allen Autoren wird dem Leser der Eindruck vermittelt, daß sich die beiden angesprochenen Begriffe in ihren extremen Auswirkungen konträr gegenüberstehen und sich damit gegenseitig ausschließen, daß aber zwischen ihnen ein fließender Übergang vorhanden ist und daß die Klimatelemente, aus denen sich diese komplexen Begriffe ergeben, bei einer entsprechenden Gegenüberstellung in einem

quasi „umgekehrt proportionalen“ Verhältnis zueinander stehen. Regelhaft drückt dies Hesse aus: „Außerhalb der Roßbreiten ist das maritime Klima wolken- und niederschlagsreich . . . (Es) zeichnet sich durch . . . kühle Sommer und milde, niederschlagsreiche Winter aus . . . Der jährliche Gang des Niederschlags hat beim Kontinentalklima ein deutliches Sommermaximum und ein Winterminimum. Das Kontinentalklima zeichnet sich durch warme bis heiße Sommer und kalte bis strenge Winter aus.“ (HESSE 1966, S. 442/443). Den vorhandenen Zusammenhang dokumentiert HEYER wie folgt: „(Bei der Darstellung von Kontinentalitätsgraden) ist es letzten Endes gleichgültig, ob man die Kontinentalität oder die Ozeanität zahlenmäßig darstellt“ (HEYER 1972, S. 234).

Bei diesen inhaltlich so eindeutigen Beziehungen verwundert es, daß B/G bei der von ihnen durchgeführten Analyse zwei unabhängige Faktoren erhalten, die sie als „thermische Kontinentalität“ (Faktor III) und als „hygrische Ozeanität“ (Faktor IV) interpretieren. Die Zusätze „thermisch“ und „hygrisch“ in Verbindung mit der hier behandelten Fragestellung gehen auf GAMS (1931) und BOHNSTEDT (1932) zurück und werden erneut 1948 von RINGLEB aufgegriffen und einem Methodenvergleich unterzogen. Dabei ergibt sich, daß sie nur Ausdruck einer Berechnungsmethode für das Maß der Kontinentalität sind, wobei bei der Bestimmung der thermischen Kontinentalität hauptsächlich die jährliche Temperaturschwankung, bei der der hygrischen Kontinentalität die Differenz bzw. der Quotient aus Sommer- und Winterniederschlag herangezogen werden (s. RINGLEB 1948 a, S. 88 u. 1948 b, S. 276).

Die kartographisch dargestellten Ergebnisse, die RINGLEB für West- und Nordwest-Deutschland vorlegt, werden dann auch so interpretiert, als ob sich „thermische Kontinentalität“ und „hygrische Kontinentalität“ gleich verhalten und sich allein aus den Methoden geringfügige Unterschiede ergeben: „Während wir bei der Temperatur in erster Linie Meerese Entfernung und Höhenlage und dann erst die Exposition als entscheidender Faktor nennen konnten, können wir (beim Niederschlag) das Ergebnis dahin festlegen, daß neben der Meerese Entfernung die Exposition in Verbindung mit der Höhenlage entscheidend für den ozeanischen und kontinentalen Charakter ist.“ (RINGLEB 1948 b, S. 281).

Um diesen Widerspruch zwischen zwei unabhängigen Faktoren auf der einen und zwei mehr oder weniger gleichsinnig verlaufenden Größen auf der anderen Seite – in beiden Fällen als thermische und hygrische Kontinentalität bzw. Ozeanität bezeichnet – zu erklären, haben wir eine zweite Faktorenanalyse durchgeführt, die sich von der von B/G durchgeführten nicht in dem untersuchten Raum, sondern in der Auswahl der Ausgangsvariablen und der Zahl der Stationen unterscheidet.

<sup>5)</sup> Dazu schreibt GOULD treffend: „Too often we end up relating the value of one variable to the log of another, with the square root of the third, the arc sin of a fourth, and the log of a log of a fifth. Everything is normal, statistically significant at the one percent level – except that we have not the faintest idea what it means.“ (GOULD 1970, S. 442.)

<sup>6)</sup> So z. B. BLÜTHGEN 1964, S. 379–388; HESSE 1966, S. 440–443; HEYER 1972, S. 233–234; HEMPEL 1974, S. 67–69; HANN 1908, S. 119–185; ALISSOW/DROSDOW/RUBINSTEIN 1956, S. 62–90.

### 1. Erweiterte Faktorenanalyse zum Klima in Deutschland

Zur Auswahl der Variablen gibt es kein objektivierendes Verfahren, was bei einer Betrachtung der bisher auf statistischer Analyse durchgeführten Klimaklassifikation besonders deutlich wird. STEINER (1965) ebenso wie McBOYLE (1972) ziehen je 16 Variable für ihre Untersuchungen der USA bzw. Europas heran, STELLMACHER (1971) benutzt 20 für ihre Klassifikation Mitteleuropas, HERRMANN (1973) setzt 22 Variable als Grundlage seiner Analyse Nordhessens an, und der Untersuchung von BAHRENBERG/GIESE (1975) schließlich liegen 27 Variable zugrunde. Nur 2 Variable kommen in allen fünf Untersuchungen vor; stellt man eine Liste der verschiedenen Variablen zusammen, so ergibt diese die beachtliche Zahl von 68.

Aus dieser Sachlage heraus erscheinen uns zwei Gesichtspunkte für eine umfassende Auswahl von besonderer Bedeutung. Fachliche Überlegungen müssen zu einer Auswahl der Klimatelemente führen, die wesentliche klimabildende Prozesse und deren Auswirkungen in ihrem jahreszeitlichen Ablauf beschreiben und charakterisieren können (s. hierzu auch: STELLMACHER 1971, S. 22). So sollten insbesondere Daten des Strahlungs- (z. B. Bewölkung), des Wärme- (z. B. Temperatur) und des Wasserhaushaltes (z. B. Niederschlag) aus verschiedenen Monaten und als Relationen in Form von Differenzen oder Quotienten aus verschiedenen Jahreszeiten vertreten sein. Weiterhin sollten einfache komplexe Größen, die aus der Kombination mehrerer klimatologischer Daten gewonnen werden können (z. B. berechnete Verdunstungswerte), herangezogen werden.

Daneben sind aber ebenso pragmatische Gesichtspunkte zu berücksichtigen, wozu sowohl die Zugänglichkeit der Klimadaten als auch der Aufwand für die Aufbereitung der Daten zu zählen sind. Insgesamt erbrachten diese Überlegungen 40 Variable, die sich aus den Klimatelementen Temperatur, Luftfeuchte, Bewölkung und Niederschlag ergeben und in Tabelle 3 aufgelistet wurden.

Die Auswahl der Probanden, also der Klimastationen, unterliegt ebenso keinen Gesetzmäßigkeiten, wenn hier auch einige direkte wie indirekte Maßgaben beobachtet werden müssen. Zweifellos liegt eine enge Beziehung zwischen der Auswahl der Klimatelemente und der der Stationen über die Verfügbarkeit der Daten vor. Gibt man also z. B. die Elemente vor, so ist der Auswahlprozeß der Stationen weitgehend festgelegt, da für alle Stationen die ausgewählten Klimadaten aus einem vorgegebenen Zeitraum vorhanden sein müssen. Zum anderen ist eine Verteilung der Stationen über den Untersuchungsraum anzustreben, die sowohl die horizontale als auch die vertikale Komponente ausreichend berücksichtigt. Die Stationsdichte schließlich hängt wesentlich davon

ab, ob mikro-, meso- oder makroklimatische Aussagen gemacht werden sollen.

Die Auswertung der von uns ausgewählten 185 Stationen aus dem Gebiet der Bundesrepublik und der DDR nach diesen Kriterien ergibt im Vergleich zu den anderen Untersuchungen folgendes Bild:

#### a) Betrachtung der Stationsdichte:

Untersuchungsraum	Autor	Staionsverteilung in 1000 km <sup>2</sup> /Station
Nordhessen	HERRMANN	1,1
BRD + DDR	KEMPER/SCHMIEDECKEN	1,9
BRD + DDR	BAHRENBERG/GIESE	5,2
Mitteleuropa	STELLMACHER	13
Europa	McBOYLE	14
USA	STEINER	117

Nach dieser Aufstellung kann keine der Arbeiten als Grundlage einer mesoklimatischen Klassifikation dienen, für die wohl eine Stationsverteilung von mindestens 100 km<sup>2</sup>/Station gegeben sein muß. Bei einer Dichte bis zu 2000 km<sup>2</sup>/Station lassen sich jedoch noch in Einzelfällen mesoklimatische Besonderheiten erklären, die bei Werten um 5000 km<sup>2</sup>/Station häufig aus der Interpretation herausfallen müssen, da sie durch die vorhandenen Daten nicht begründbar sind. Bei einer Fläche über 100 000 km<sup>2</sup>/Station muß schließlich die Frage gestellt werden, ob eine Klassifikation überhaupt noch möglich und sinnvoll ist.

#### b) Betrachtung der Verteilung

Zerlegt man unser Untersuchungsgebiet in sechs Teilräume – getrennt durch den 10. Längengrad und den 50. und 52. Breitengrad –, so ergeben sich folgende Flächen pro Station (in 1000 km<sup>2</sup>):

NW – 2,5	NE – 3,4
W – 2,3	E – 1,5
SW – 1,1	SE – 2,1

Diese Verteilung kann nicht als optimal angesehen werden; sie ist jedoch das, was aus dem vorhandenen Datenmaterial maximal möglich ist.

Die geringe Dichte im norddeutschen Raum kann noch wegen des schwachen Reliefs als vertretbar angesehen werden, im westlichen Mittelgebirgsraum, insbesondere in der Eifel und im Bergischen Land, ist die Anzahl der Stationen jedoch kaum ausreichend. Daher sind die Ergebnisse für diesen Raum nur schwer interpretierbar.

Die durchschnittliche Höhe der 185 Stationen entspricht ebenso wie die Verteilung über die Höhe dem Mittelwert bzw. der prozentualen Verteilung der Höhenstufen in Mitteleuropa.

### 2. Ergebnisse

Auf der Basis der 40 Variablen und 185 Stationen wurde eine Faktorenanalyse durchgerechnet, bei der als Kommunalitätsschätzungen die multiplen Kor-

Tabelle 3: Variable, Faktorenladungen der Primärfaktoren (Biquartimin-Lösung) und Korrelationen zwischen den Faktoren  
 Variables, factor loadings of the primary factors (biquartimin solution), and correlations between the factors

Variable	Faktor							Kommunalitäten
		1	2	3	4	5	6	
1	Mitteltemperatur Januar	0.9528	-0.1298	0.0766	-0.0733	0.0706	-0.1826	0.9536
2	Mitteltemperatur April	0.8051	0.2361	-0.0980	-0.2722	-0.0189	0.0288	0.9579
3	Mitteltemperatur Juli	0.7106	0.1661	-0.2664	-0.2660	-0.0453	0.1172	0.9538
4	Mitteltemperatur Oktober	0.9544	-0.1118	-0.0016	-0.1515	-0.0002	0.0493	0.9814
5	Mitteltemperatur Jahr	0.9103	0.0612	-0.0730	-0.2113	0.0059	0.0042	0.9921
6	Jahresschwankung der Temperatur	-0.3433	0.3636	-0.4231	-0.2311	-0.1451	0.3761	0.7820
7	Andauer der Temperatur über 5 °C	0.9333	0.0795	0.0005	-0.2112	0.0149	-0.0205	0.9797
8	Andauer der Temperatur über 10 °C	0.8386	0.1261	-0.1020	-0.2011	-0.0936	0.0633	0.9357
9	Mittleres tägliches Temperaturmaximum Juli	0.5308	0.5600	-0.2029	-0.2367	-0.0500	0.0562	0.9479
10	Mittleres tägliches Temperaturminimum Januar	0.8642	-0.3369	-0.0216	-0.0680	0.0763	-0.1812	0.9703
11	Mittlere tägliche Temperaturschwankung Jan.	-0.2502	0.7579	0.3393	-0.0033	-0.1094	0.1509	0.9216
12	Mittlere tägliche Temperaturschwankung April	0.0707	0.9849	-0.0306	-0.0300	0.0065	-0.0487	0.9714
13	Mittlere tägliche Temperaturschwankung Juli	-0.0481	0.9775	-0.0830	-0.0322	-0.0133	-0.0888	0.9588
14	Mittlere tägliche Temperaturschwankung Okt.	-0.0059	0.9551	0.1027	0.0010	-0.0852	-0.0029	0.9500
15	Mittlere tägliche Temperaturschwankung Jahr	-0.0423	0.9896	0.0692	-0.0129	-0.0409	-0.0196	0.9932
16	Mittlere jährliche Temperaturschwankung	-0.3424	0.7952	-0.2633	-0.1190	-0.0128	0.0927	0.9119
17	Mittlere Dauer der frostfreien Zeit	0.7739	-0.5479	0.0308	-0.1551	-0.0331	0.1622	0.8865
18	Mittlerer täglicher Dampfdruck Jahr	0.9621	0.0274	-0.0688	0.2664	-0.0012	0.0670	0.9666
19	Jahresschwankung des Dampfdrucks	0.4340	0.1699	-0.0782	0.2219	-0.1101	0.6384	0.6763
20	Mittlere Relative Feuchte Januar	-0.1957	-0.1737	-0.3910	0.7157	0.0440	-0.1400	0.8436
21	Mittlere Relative Feuchte April	-0.2866	-0.2657	0.1131	0.7642	0.0265	0.0995	0.9206
22	Mittlere Relative Feuchte Juli	-0.0474	-0.0944	0.3167	0.8409	0.0075	0.0496	0.9045
23	Mittlere Relative Feuchte Oktober	-0.1937	0.0380	-0.1437	0.8567	0.0256	-0.1009	0.8510
24	Mittlere Relative Feuchte Jahr	-0.2079	-0.1353	0.0158	0.8815	0.0209	-0.0381	0.9880
25	Mittlere Relative Feuchte 14 Uhr Jahr	-0.1933	-0.5208	0.0103	0.6049	0.0229	0.0382	0.8648
26	Mittlere Bewölkung Januar	0.1437	-0.0529	-0.4656	0.0379	0.5966	-0.1355	0.7110
27	Mittlere Bewölkung April	-0.3974	0.0203	0.3806	-0.2105	0.5937	0.2416	0.7921
28	Mittlere Bewölkung Juli	0.0614	-0.1432	0.1461	0.0776	0.7285	-0.0343	0.6735
29	Mittlere Bewölkung Oktober	0.0337	-0.0732	-0.2968	0.0525	0.7723	-0.0662	0.7557
30	Mittlere Bewölkung Jahr	-0.0749	-0.1270	-0.1242	0.0162	0.9443	-0.0144	0.9868
31	Mittlere Niederschlagsmenge Januar	-0.3033	0.0332	0.7252	0.0445	0.0109	-0.3800	0.9038
32	Mittlere Niederschlagsmenge April	-0.3048	0.0772	0.8022	-0.0729	-0.1471	-0.0071	0.9223
33	Mittlere Niederschlagsmenge Juli	-0.2717	0.0402	0.7468	-0.0457	-0.1221	0.3017	0.9293
34	Mittlere Niederschlagsmenge Oktober	-0.0603	-0.1084	0.8458	0.0807	-0.0230	-0.2839	0.8873
35	Mittlere Niederschlagsmenge Jahr	-0.2645	0.0327	0.8551	-0.0025	-0.0990	-0.0586	0.9603
36	Quotient Niederschlagsmenge So-N / Wi-N	-0.1841	0.0687	-0.0610	-0.1513	-0.0769	0.8564	0.9403
37	Mittlere Dauer der schneefallfreien Zeit	0.8546	-0.0021	-0.2263	0.1078	-0.0287	-0.0067	0.9068
38	Kontinentalitätsfaktor (thermisch)	-0.0698	0.9530	0.1343	-0.0526	-0.0591	0.0182	0.9863
39	Quotient Niederschlagsmenge Juli/Januar	-0.0473	-0.0205	-0.1317	-0.1796	-0.0554	0.8661	0.8942
40	Potentielle Verdunstung Jahr (n. Papadakis)	0.4138	0.8582	0.0410	-0.1427	-0.0101	-0.0217	0.9816

	1	2	3	4	5	6	
Korrelationen:	1	1.0000	-0.0056	-0.3624	-0.1369	-0.0216	-0.0140
	2	-0.0056	1.0000	-0.0871	-0.2680	-0.2411	0.2794
	3	-0.3624	-0.0871	1.0000	0.0689	0.0310	0.0477
	4	-0.1369	-0.2680	0.0689	1.0000	0.1363	-0.2846
	5	-0.0216	-0.2411	0.0310	0.1363	1.0000	-0.2452
	6	-0.0140	0.2794	0.0477	-0.2846	-0.2452	1.0000

relationskoeffizienten herangezogen wurden. Aufgrund der oben geschilderten Ergebnisse erschien es gerechtfertigt, keine Transformationen der Variablen vorzunehmen<sup>7)</sup>. Die ersten sechs Faktoren mit Eigenwert größer oder gleich 1 reproduzieren 94% der gemeinsamen Varianz (vgl. Tab. 4). Obwohl der Scree-Test eher für sieben Faktoren sprach, wurde die 6-Faktoren-Lösung bevorzugt, weil nach der Varimax-Rotation der sieben Faktoren der letzte Faktor nur noch mittlere Korrelation aufwies. Auch nach den von FÜRNRATT (1969) aufgestellten Kriterien

Tabelle 4: Eigenwerte und Varianzanteile der Faktoren (unrotiert)

Eigenvalues and per cent of variance of the unrotated factors

Faktor	Eigenwert	Prozentanteil an der gemeinsamen Varianz
1	14,88	38,5
2	12,24	29,1
3	3,55	9,2
4	2,63	6,8
5	2,58	6,7
6	1,42	3,7
7	0,91	2,4

Tabelle 5: Varianzanteile der Faktoren (rotiert) und Bargmann-Test

Per cent of variance of the rotated factors and test of Bargmann

Faktor	Varimax-Rot.		Biquartimin-Rot.	
	Prozentanteile an Varianz d. 6-Faktorenmodells	Bargmann-Test <sup>*)</sup>	Prozentanteile a. d. Varianz d. 6-Faktorenmodells	Bargmann-Test <sup>*)</sup>
1	29,8	0	30,9	0
2	24,0	0	25,0	*
3	14,1	0	14,0	*
4	15,0	0	13,5	***
5	8,8	**	8,7	**
6	8,3	*	8,0	***

- \*) \*\*\* signifikant auf 0,01-Niveau  
 \*\* signifikant auf 0,05-Niveau  
 \* signifikant auf 0,25-Niveau  
 0 nicht signifikant

<sup>7)</sup> Es sei darauf hingewiesen, daß eine leichte negative Schiefe bei den Merkmalen der Temperaturdurchschnitte, eine leicht positive Schiefe bei den Niederschlagsvariablen anzutreffen ist. Eine Transformation der Variablen durch die empirische Näherungsformel von PUDLATZ (1975, S. 33) zeigte wiederum die Stabilität der Faktorenlösung. Faktorenladungen änderten sich kaum, bei den Werten wurden Extremfälle verschoben.

können sechs Faktoren interpretiert werden. Die Anwendung des Bargmann-Tests auf die orthogonal rotierte Varimax-Lösung zeigte, daß Einfachstruktur in nur sehr unbefriedigendem Ausmaß erreicht wurde (vgl. Tab. 5). Es wurden daher anschließend an die Varimax-Rotation verschiedene analytische schiefwinklige Rotationen durchgeführt, von denen das Biquartimin-Verfahren die besten Ergebnisse lieferte<sup>8)</sup>. Wie aus Tab. 5 zu ersehen ist, können nun alle Faktoren außer dem ersten als signifikant „einfachstrukturiert“ nachgewiesen werden, und auch beim 1. Faktor liegt die Zahl der „Hyperebenen“ nur knapp unter der für  $\alpha = 0,25$  geltenden Grenze. Da die Interpretation auf der Basis der Referenzvektoren dieselbe ist wie auf der Grundlage der Primärfaktoren, genügt es, im weiteren die Faktorenladungen der Primärfaktoren zu betrachten. Diese Ladungen sind zusammen mit den Kommunalitäten der Variablen und den Korrelationen zwischen den Faktoren in Tab. 3 zusammengestellt.

Der Faktor 1 wird fast ausschließlich von den Temperaturvariablen bestimmt. Sehr hohe positive Ladungen ergeben sich für die Jahresmitteltemperatur, die Mitteltemperaturen der Monate Januar und Oktober, die Andauer der Temperatur über 5 °C und den jährlichen mittleren Dampfdruck, wobei die Verbindung dieser Größe zur Temperatur bei fast gleichbleibender Relativer Feuchte, wie sie in unseren Ausgangsdaten gegeben ist, unmittelbar vorliegt (Korrelationskoeffizient: 0,87). Daneben werden in diesem Faktor die Mitteltemperaturen der Monate April und Juli, das mittlere tägliche Temperaturminimum des Januar sowie die Andauer der Temperatur über 10 °C, der frostfreien Zeit und der schneefallfreien Zeit erfaßt.

Auffallend ist, daß dieser Faktor – wie bei B/G – die Winterdaten besonders berücksichtigt, was auf eine stärkere Differenzierung des Untersuchungsraumes in der kälteren Jahreszeit hinweist.

Der Faktor soll im folgenden als „Temperaturfaktor“ bezeichnet werden.

Die Faktoren 3, 4 und 5 erfassen jeweils nur eine Gruppe der ausgewählten Ausgangsvariablen und können entsprechend als Faktor „Niederschlag“, Faktor „Luftfeuchte“ und Faktor „Bewölkung“ gekennzeichnet werden. Obwohl die beiden ersten Faktoren den Elementen des Wasserhaushaltes zuzuordnen sind, liegt kein statistischer Zusammenhang zwischen ihnen vor. Dagegen ergibt sich – wie bei HERRMANN – eine geringe Korrelation ( $r = 0,36$ ) des „Niederschlag“-Faktors mit dem „Temperatur“-Faktor. Eine Begründung hierfür läßt sich in der Verbindung über die orographische Höhe vermuten (siehe unten). Bemerkenswert ist die Tatsache, daß

<sup>8)</sup> Zur Beschreibung besonders der schiefwinkligen Faktorenlösungen siehe ÜBERLA (1968).

alle drei Faktoren am höchsten durch die Jahres- und Oktoberwerte der entsprechenden Variablen geladen werden, was den Herbstmonaten eine gewisse Repräsentativfunktion zuweist.

Die Faktoren 2 und 6 schließlich umfassen hauptsächlich die eingegebenen komplexen Größen, worunter im wesentlichen die Differenz- und Quotientbildungen aus Temperatur und Niederschlag zu verstehen sind. So repräsentiert der Faktor 2 neben den mittleren täglichen Temperaturschwankungen die potentielle Verdunstung, deren Berechnungsgrundlage die täglichen Temperaturextrema sind, den Quotienten aus Jahrestemperaturschwankung und geographischer Breite sowie das Temperaturmaximum des Monats Juli. Der Faktor 6 dagegen erfaßt den Quotienten aus Sommer- und Winterniederschlag, den Quotienten aus Juli- und Januarniederschlag sowie die jährliche Dampfdruckschwankung.

Nach dem oben Gesagten sind aber die so zusammengefaßten Größen gerade Ausdruck einer „thermischen“ bzw. einer „hygrischen Kontinentalität“. Die Faktoren weisen einen Korrelationskoeffizienten von  $r = 0,17$  auf und müssen danach als nahezu unabhängig voneinander gewertet werden. Damit ergibt sich der schon angedeutete Widerspruch erneut. Zur Lösung bieten sich zwei Möglichkeiten an; entweder ist der hier untersuchte Raum zu klein, um Aussagen über Kontinentalität und Maritimität zu machen, oder das frühere Daten- und Kartenmaterial wurde überinterpretiert.

Die erste Lösungsmöglichkeit mag bis zu einem gewissen Grad zutreffen, da im vorgegebenen Untersuchungsraum keine Extremwerte erwartet werden können; die Erkenntnisse, die von RINGLEB über die thermische und hygrische Kontinentalität gewonnen wurden, basieren jedoch auf einem noch kleineren Raum, so daß hierin die Ursache für die verschiedenen Ergebnisse nicht gefunden werden kann.

Dagegen ergibt eine Überprüfung des von RINGLEB veröffentlichten Datenmaterials (s. RINGLEB 1948a, S. 89) auf eventuelle Korrelationen, daß auch hier zwischen der Jahresschwankung der Temperatur und der Differenz aus Winter- und Sommerniederschlag nur ein Korrelationskoeffizient von  $r = -0,37$  vorliegt. Wie es zu dieser Überinterpretation kommen konnte, soll an einem Beispiel weiter unten erläutert werden.

### 3. Die regionale Verteilung der Faktorenwerte (Abb. 5-10)<sup>9)</sup>

Zur adäquateren Interpretation der Faktorenwertverteilungen wurde versucht, einige wesentliche, leicht

<sup>9)</sup> Da die berechneten und auf die Karten übertragenen Faktorenwerte wegen der ungleichen Stationsdichte die Zeichnung von inhaltlich angemessenen Isolinien nicht zuläßt, wurde zur besseren Orientierung nur die Null-Linie

zu ermittelnde Variationsmuster zu quantifizieren und in einer multiplen Regressionsanalyse auf ihre quantitative Wirkkraft zu untersuchen. Es wurden folgende Merkmale gebildet: der Wert des Breitengrades zur Beschreibung der nord-südlichen Variation (X1), der Wert des Längengrades zur Erfassung des west-östlichen Gradienten (X2), die Höhenlage über NN, die mit der Wurzelfunktion transformiert wurde (X3), und die Entfernung zur nächstgelegenen Meeresfläche (X4). Für jeden Faktor wurde durch eine schrittweise multiple Regression die Varianzaufklärung der Faktorenwerte durch diese vier unabhängigen Variablen überprüft. Es wurden nur diejenigen unabhängigen Variablen in das Regressionsmodell

Tabelle 6: *Ergebnisse der multiplen Regressionen*  
Results of the multiple regressions

Unabhängige Variable: X 1 = Breitengrad\*)  
X 2 = Längengrad\*\*)  
X 3 = Höhe (Wurzel)  
X 4 = Entfernung zum Meer

Faktor	Bestimmtheitsmaß B in %	Standardisierte partielle Regressionskoeffizienten			
		X 1	X 2	X 3	X 4
1	90,1	-0,737	-0,156	-1,338	-
2	41,1	-	0,106	-0,635	1,040
3	33,1	-	-0,226	0,553	-
4	31,0	0,885	-0,274	0,563	-
5	14,8	-	-0,181	0,355	-0,563
6	49,1	-	0,387	-0,665	1,002

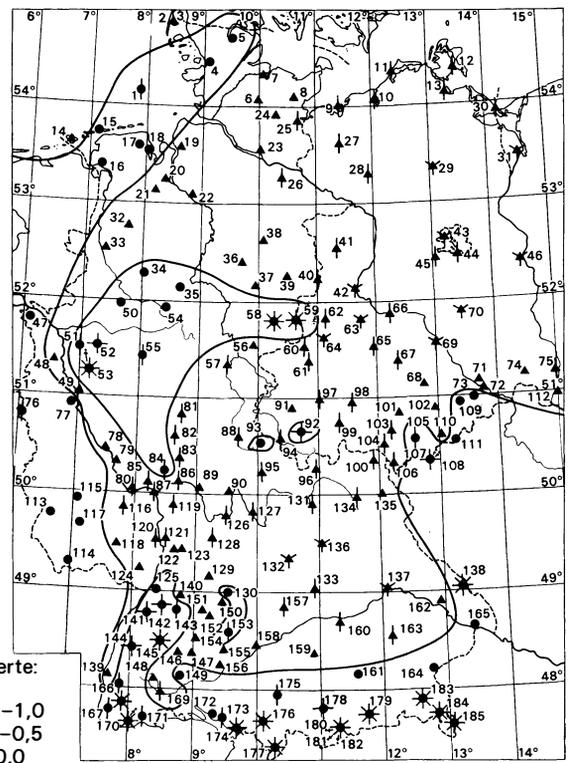
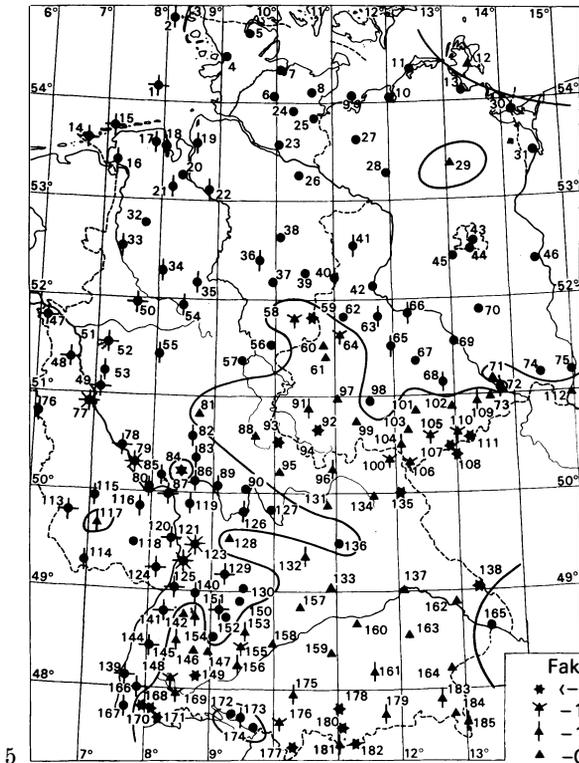
\*) Anstieg der Werte von Süden nach Norden  
\*\*) Anstieg der Werte von Westen nach Osten

hineingenommen, die signifikante Beziehungen ergaben. Die Ergebnisse sind in Tab. 6 verzeichnet. Bei der Interpretation sollte zweierlei beachtet werden:

a) Die Normalverteilung konnte auf der Grundlage der Schiefe nicht für die abhängigen Variablen – Werte der Faktoren 1 und 3 – nachgewiesen werden. Daher sind die Bestimmtheitsmaße der zugehörigen Regression nicht sehr zuverlässig.

b) Die unabhängigen Variablen sind nicht sämtlich unkorreliert, sondern es besteht Multikollinearität. Die Merkmale X1 und X4 besitzen eine Korrelation von  $-0,97$ , so daß sie nicht gleichzeitig in ein Regressionsmodell hineingelangen. Hohe Korrelationen bestehen auch zwischen X1 und X3 ( $-0,78$ ) und zwischen X3 und X4 ( $0,80$ ). Alle anderen Korrelationen sind vernachlässigbar klein. Die Multikollinearität ist bei der Interpretation der standardisierten

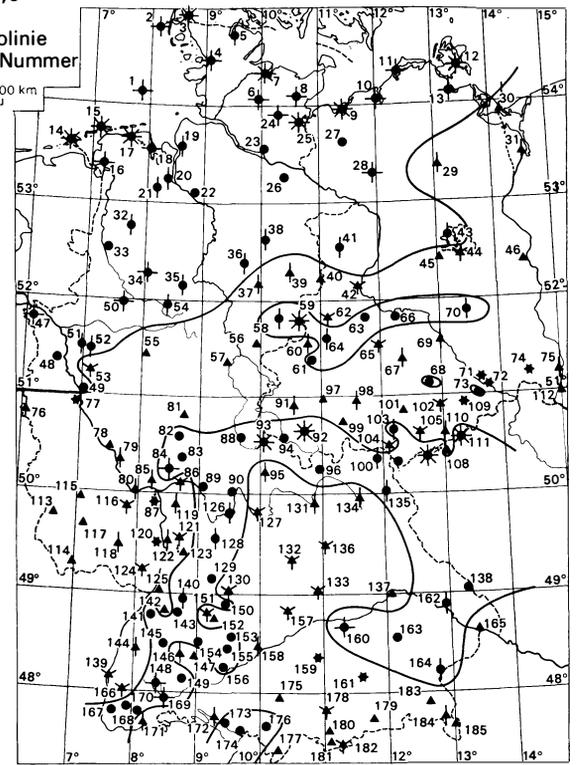
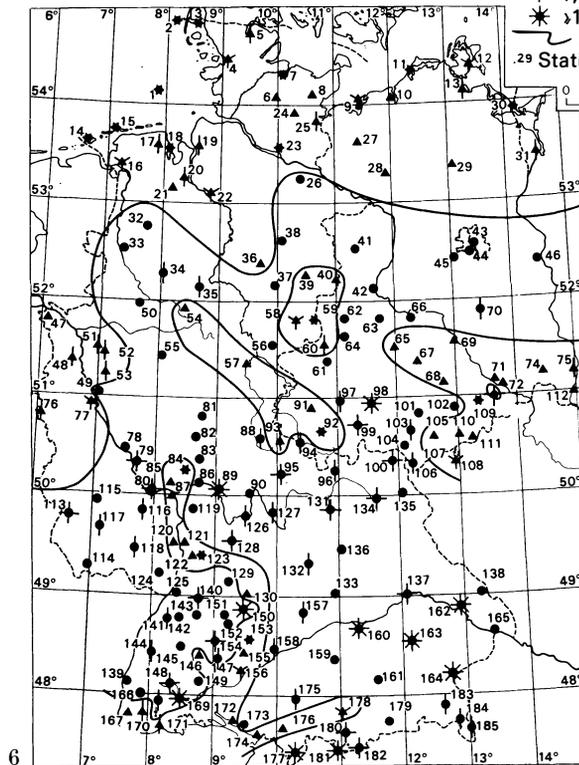
(Faktorenwert = 0,0) ausgezogen; die eigentlichen Faktorenwerte sind auf den Karten durch entsprechende Signaturen verdeutlicht. Die Auflistung der benutzten Stationen findet sich in Tab. 7.



Faktorenwerte:  
 \* < -1,5  
 \* -1,5 bis < -1,0  
 ▲ -1,0 bis < -0,5  
 ▲ -0,5 bis 0,0  
 ● 0,0 bis < 0,5  
 ● 0,5 bis < 1,0  
 ◆ 1,0 bis < 1,5  
 \* > 1,5  
 — Null-Isolinie  
 29 Station mit Nummer

5

7



6

8

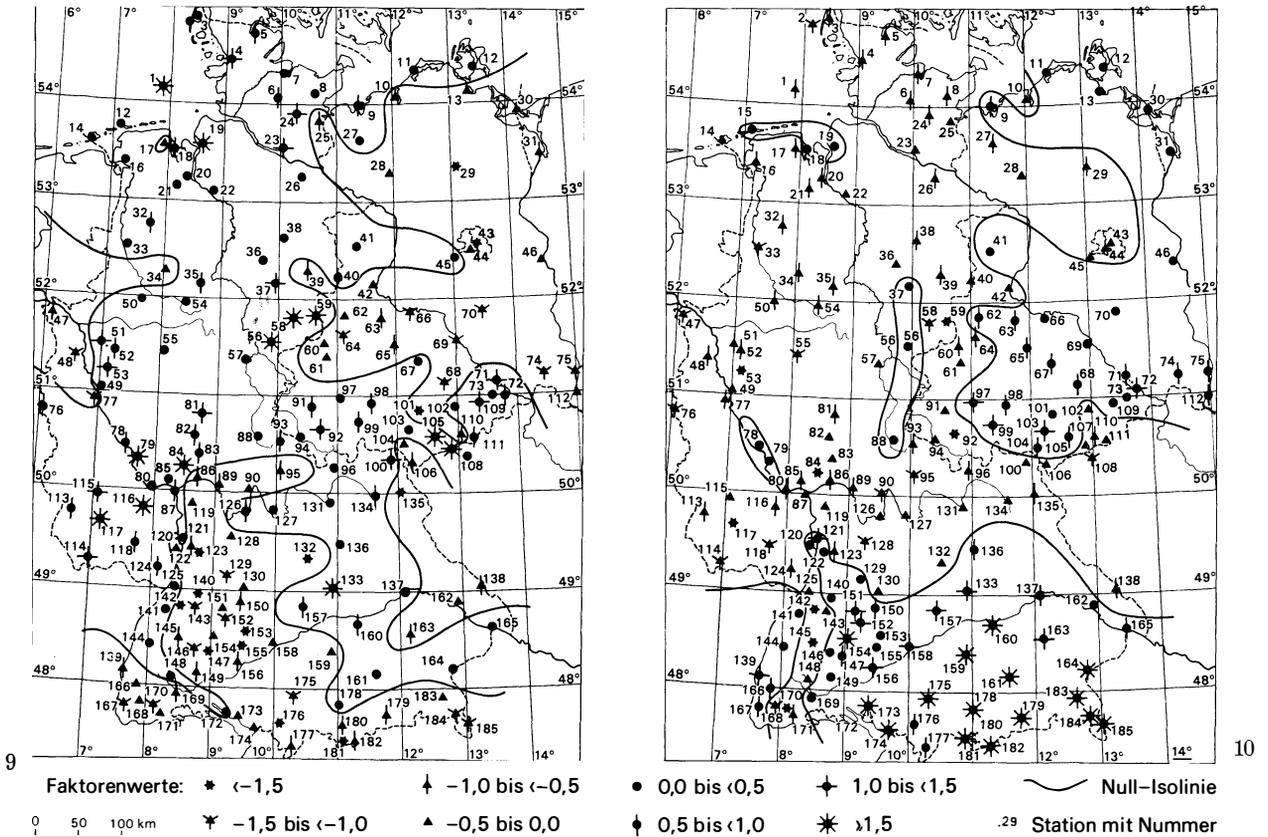


Abb. 5-10: Regionale Verteilung der Faktorenwerte

5 Faktor 1: Temperatur; 6 Faktor 2: Temperaturschwankung; 7 Faktor 3: Niederschlag; 8 Faktor 4: Relative Feuchte; 9 Faktor 5: Bewölkung; 10 Faktor 6: Niederschlagsschwankung

Regional distribution of factor scores

5 factor 1: temperature; 6 factor 2: variation of precipitation; 7 factor 3: precipitation; 8 factor 4: relative humidity; 9 factor 5: cloudiness; 10 factor 6: variation of precipitation

partiellen Regressionskoeffizienten, die die Größenordnungen der Einflüsse der unabhängigen Merkmale angeben, zu beachten.

Für jeden Faktor wurde weiterhin angestrebt, allein auf der Basis seiner horizontalen Veränderung einen Vektor zu bestimmen, der die Richtung der größten Variation der Faktorenwerte angibt. Dazu mußte zunächst der Einfluß der Höhenlage, der sich nach den oben geschilderten Ergebnissen bei allen Faktoren signifikant bemerkbar machte, ausgeschaltet werden. Es wurden daher für jeden Faktor die Residuen bzgl. einer Einfachregression mit der Höhe (Wurzel) als unabhängiger Variabler und den Faktorenwerten als abhängiger Variabler gebildet. Diese Residuen wurden einer multiplen Regression mit den unabhängigen Variablen Breitengrad und Längengrad unterworfen und die sich daraus ergebenden standardisierten partiellen Regressionskoeffizienten, die in ihrer Größenordnung miteinander vergleichbar sind, als die beiden Komponenten des gesuchten Vektors benutzt. Die da-

durch erfaßten Hauptvariationsrichtungen können als zusammenfassende Größen zur Interpretation der Faktorenwertverteilungen herangezogen werden, wobei jedoch zu beachten ist, daß nur die Wirkungen der Höhenlage ausgeschaltet werden konnten, nicht aber Einflüsse etwa lokalklimatischer Art. Die Bestimmtheitsmaße der multiplen Regressionen sind daher niedriger als die entsprechenden Werte der oben beschriebenen vollständigeren multiplen Regressionsanalysen.

#### Faktor 1: Temperatur

Der Faktor „Temperatur“ teilt den Untersuchungsraum im wesentlichen in ein nordwestliches Gebiet, das durch positive Werte, und in ein südöstliches, das durch negative Werte gekennzeichnet wird. Ersteres umfaßt das norddeutsche Flachland und das um Main und Neckar erweiterte Rheingebiet, letzteres die östliche Mittelgebirgsregion, das süddeutsche Schichtstufenland, das Alpenvorland und die Alpen selbst. Als

Gebiete mit hohen positiven Werten fallen das Mittelrheintal, der Rhein-Neckar-Raum sowie das Bodenseegebiet auf; als Inseln mit negativen Werten treten insbesondere der Harz, der Hunsrück, der Taunus, die Rhön, der Thüringer Wald, das Fichtel- und Erzgebirge, der Bayerische Wald, der südliche Schwarzwald und die Alpen hervor, was die Bedeutung des Reliefs für diesen Faktor besonders deutlich werden läßt. Entsprechend erreicht der Regressionskoeffizient für die Höhe mit  $-1,338$  den höchsten Wert überhaupt (Tab. 6). Während die Karte den Eindruck einer Zunahme der Werte von SE nach NW vermittelt, verändert sich diese Richtung bei Ausschaltung der Höhe um etwa  $90^\circ$ , was damit einer Zunahme von NE nach SW gleichkommt (Abb. 11). Dieser Richtungswechsel ist eindeutig durch die auf NN reduzierten Monatsmitteltemperaturen zu begründen: Während die Temperaturen im Winter von Osten nach Westen ansteigen, erreichen sie im Sommer im Süden ihre höchsten Werte. Insgesamt ergibt sich daraus ein nach SW gerichteter Temperaturanstieg.

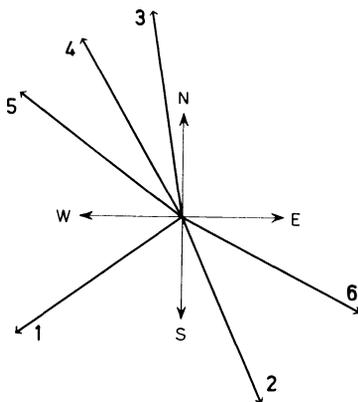


Abb. 11: Richtungsvektoren der Faktoren 1-6 unter Ausschaltung der Höhe  
Directional vectors of factors, eliminating height

Faktor 3: Niederschlag

Vergleicht man die Verteilungskarte der Werte des Faktors 3 mit einer Karte der jährlichen Niederschlagsmengen, so wird man – wie nicht anders zu erwarten war – erhebliche Übereinstimmungen feststellen. Die Gebiete mit überdurchschnittlichem Niederschlag (etwa über 750 mm/Jahr) sind fast identisch mit den Räumen, die durch positive Faktorenwerte charakterisiert sind. Dabei treten vor allem das Rheinische Schiefergebirge und der Harz, die Rhön, Teile des Thüringer Waldes und des Erzgebirges, der Schwarzwald und die Alb und schließlich die Alpen und der Bayerische Wald hervor. Es macht sich also hier wie beim Faktor 1 das Relief deutlich bemerkbar, was sich auch in einem relativ hohen Regressionskoeffizienten für die Höhe dokumentiert (Tab. 6). Aussagen über eine generelle Differenzierung zwischen Luv- und Leelagen lassen sich bei der vorliegenden Stationsdichte nur schwer machen. Hinweise ergeben sich jedoch bei der Betrachtung einiger Profilschnitte (z. B. Baden-Baden (141) – Hohenheim (152) – Schopfloch (153) – Ulm (158) oder Oberrotweil (139) – Freiburg (166) – Donaueschingen (169) – Meersburg (172) – Lindau (174) (Abb. 12) oder Fulda (88) – Frankenheim (93) – Meiningen (94) – Schmücke (92) – Rudolstadt (99)), und zwar weitaus deutlicher, als dies bei der Jahresniederschlagskarte der Fall ist.

Faktor 4: Luftfeuchte  
Faktor 5: Bewölkung

Eine Interpretation der aus den Werten der beiden Faktoren 4 und 5 gewonnenen Karten gestaltet sich aus mehreren Gründen als ausgesprochen schwierig. Zum einen sind die Variationsbreiten der Ausgangsvariablen recht gering – mittlere jährliche Relative Feuchte aller 185 Stationen: Minimum 72%, Maximum 89%; mittlere jährliche Bewölkung: Minimum 59%, Maximum 75% –, so daß eine deutliche Differenzierung entlang einer Profillinie durch das Untersuchungsgebiet kaum erwartet werden kann. Unter-

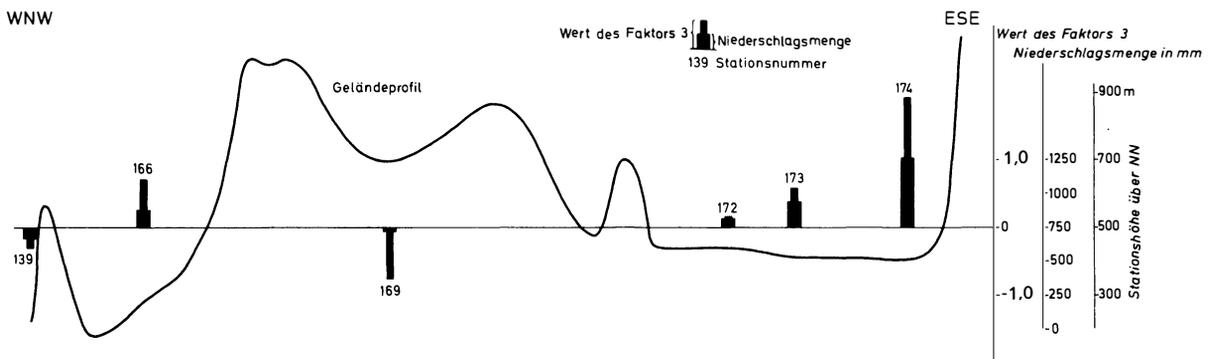


Abb. 12: Vergleich der Werte des Faktors 3 (Niederschlag) mit der Jahresniederschlagsmenge entlang einer ausgewählten Profillinie  
Comparison of the scores of the factor 3 (precipitation) with the annual quantity of precipitation following a selected profile

schiede müssen sich deshalb schon in kleinräumigen Bereichen ergeben, zu deren Begründung die vorgegebene Stationsdichte wiederum nicht ausreicht. Zum anderen decken die in der multiplen Regression von uns vorgegebenen vier Größen nur 31,0% bzw. 14,8% der Gesamtvarianz ab, d. h., daß ein beträchtlicher Anteil der Varianz durch andere Größen wie Luv- und Leelage, lokale Hauptwindrichtung, Lage der Station zum mittleren Kondensationsniveau o. ä. zu erklären ist. Trotzdem lassen sich bestimmte Tendenzen erkennen. Während die Verteilungskarte des Faktors 4 eine mehr breitenkreisparallele Zonierung vorweist, zeigt die des Faktors 5 eine Linienführung, die in der Grundtendenz von NE nach SW verläuft. Entsprechend liegt beim Faktor 4 der höchste Wert der Regressionskoeffizienten mit 0,885 auf der Breite, während dieser beim Faktor 5 mit -0,563 auf die Entfernung zum Meer fällt. Generell ist aus den Karten eine Zunahme der Faktorenwerte von SE nach NW abzuleiten, was sich auch bei Vernachlässigung des Einflusses der Höhe bestätigt.

Schließlich sei vermerkt, daß sich aufgrund der von uns durchgeführten Analyse keinerlei Zusammenhänge zwischen der Verteilung des Faktors 4 (Luftfeuchte) und des Faktors 6 (Niederschlagsschwankung) erge-

ben. Ebensovienig liegt eine Korrelation zwischen den Ausgangsdaten der Relativen Feuchte (Variable 20 bis 25) und denen der Niederschlagsschwankung (Variable 36 und 39) vor. Die Annahme B/G's, die Relative Feuchte als Indikator für die hygrische Kontinentalität nutzen zu können, erscheint uns daher als nicht haltbar.

Faktor 2: Temperaturschwankung  
 Faktor 6: Niederschlagsschwankung

Die Koeffizienten der multiplen Regression weisen für beide Faktoren fast identische Werte nach: Die Entfernung zum Meer bestimmt die Verteilung der Faktorenwerte etwa 1<sup>1</sup>/<sub>2</sub>mal so stark wie die Höhe über NN. Allein in der Abhängigkeit zur geographischen Länge differieren die Werte etwas, was sich in einer leicht auseinanderstrebenden Richtung (Faktor 2: SSE; Faktor 6: ESE), in der die Faktorenwerte (unabhängig von der Höhe) zunehmen, dokumentiert. Trotz dieser Gemeinsamkeiten weisen die Faktoren untereinander nur eine Korrelation von -0,19 auf. Die Ursache hierfür findet man in der unterschiedlichen kleinräumigen Verteilung der Werte, was an zwei Profilen erläutert werden soll. Abb. 13 zeigt

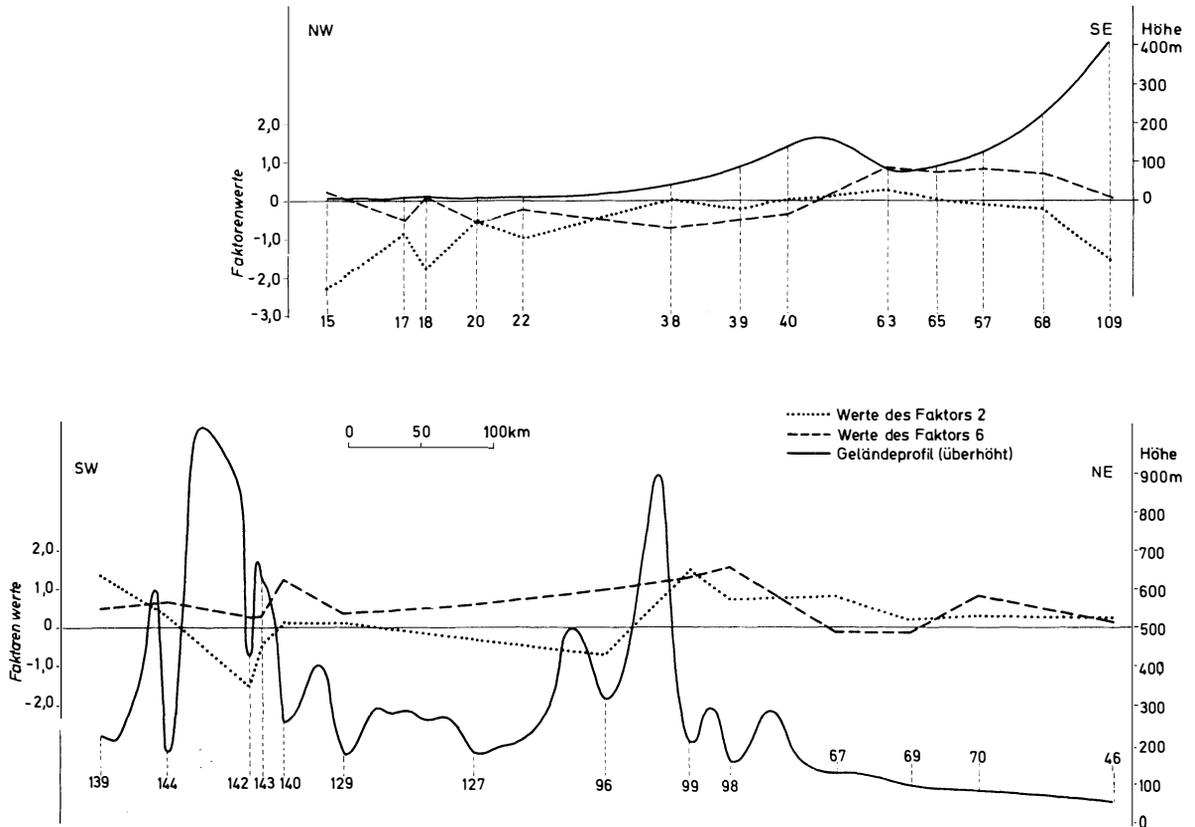


Abb. 13: Vergleich der Werte der Faktoren 2 und 6 entlang ausgewählter Profile  
 Comparison of the scores of the factors 2 and 6 following selected profiles

einen Schnitt von NW nach SE, von der Station Norderney (15) zur Station Freiberg (109). Hier zeigt sich deutlich, daß beide Faktoren im Verlauf zwar eine gemeinsame (ansteigende) Tendenz aufweisen, daß sie im einzelnen jedoch stark differieren; dies trifft vor allem für das Tiefland zu, wo sich beide Faktoren ausschließlich gegenläufig verhalten. Erst bei der im Windschatten gelegenen Station Bernburg (63) und bei den folgenden im Luv gelegenen Stationen Leipzig (67), Zschadraß (68) und Freiberg (109) ergibt sich ein fast paralleler Verlauf, wenn auch das Maß der Faktorenwerte erheblich voneinander abweicht. Eine verwandte Interpretation ergibt sich auch für das zweite Profil in südwestlich-nordöstlicher Richtung von Oberrotweil (139) nach Frankfurt/Oder (46). Erneut läßt sich hier feststellen, daß der Verlauf der Faktorenwerte ansteigende Tendenz bei Stationen in Leelagen (z. B. Wildbad (142) – Schömberg (143) – Pforzheim (140) oder Koburg (96) – Rudolstadt (99)) aufweist, während der Verlauf in Becken- und Flachlandlagen (z. B. zwischen Pforzheim (140) und Koburg (96) oder zwischen Leipzig (67) und Frankfurt/Oder (46)) sehr indifferent ist.

Ein Vergleich der absoluten Werte der Faktoren 2 und 6 mag zu einer vorläufigen Lösung des oben aufgezeigten Widerspruchs führen. Dazu wurden für die vorliegenden 185 Stationen die Differenzen zwischen den entsprechenden Faktorenwerten gebildet und die sich ergebenden Abweichungen  $< -1,0$  (= Faktorwert ‚Niederschlagsschwankung‘ um mindestens 1,0 größer als Faktor ‚Temperaturschwankung‘) und  $> +1,0$  (= Faktorwert ‚Temperaturschwankung‘ um mindestens 1,0 größer als Faktor ‚Niederschlagsschwankung‘) kartographisch festgehalten (Abb. 14). Als Ergebnis lassen sich vier Räume mit hohen negativen Abweichungen und sechs mit stark positiven Abweichungen ausgliedern. Erstere umfassen die küstennahen Bereiche an Nord- und Ostsee, die Nordseite des östlichen Erzgebirges und das Alpenvorland einschließlich der Alpen mit Ausnahme einiger Becken, letztere das Münsterland mit Ausläufer in die nordhessische Senke, das Maingebiet, Hunsrück und Pfalz, den östlichen Teil des Hochschwarzwaldes, Beckenlagen im Erzgebirge und in den Nordalpen und Teile Niederbayerns. Aus dieser Verteilung lassen sich unter Vorbehalt folgende Aussagen treffen: In reinen Luvlagen wird zur Charakterisierung der Kontinentalität die übers Jahr unterschiedliche Niederschlagsverteilung zum bestimmenden Faktor, in Leelagen ist die Temperaturschwankung ausschlaggebend; die Räume, die hier nicht eindeutig zuzuordnen sind, verhalten sich in bezug auf diese Faktoren sehr unterschiedlich.

Damit läßt sich zu dem aufgegriffenen Problem folgendes zusammenfassend feststellen:

1. Thermische und hygrische Kontinentalität unterscheiden sich nicht nur in der Methode zu ihrer Erfas-

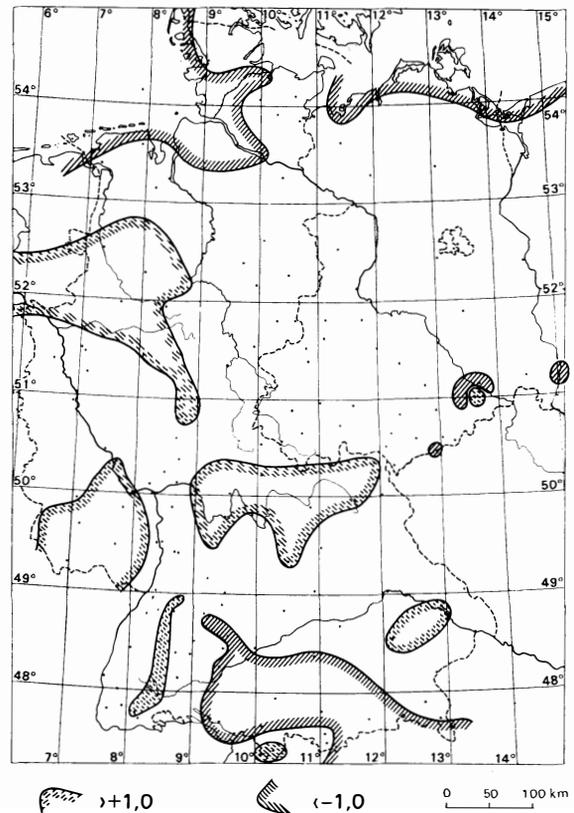


Abb. 14: Differenzen der Werte von Faktor 2 und Faktor 6  
Differences between the scores of factor 2 and factor 6

sung, sondern sind bei nicht großräumigen Untersuchungen auch inhaltlich verschieden.

2. Das Verhalten der beiden „Kontinentalitäten“ wird kleinräumig hauptsächlich durch Luv- und Leelage bestimmt, wobei sich Temperaturschwankung und Niederschlagsschwankung oft gegenläufig verhalten. Um zu eindeutigen Aussagen in dieser Frage zu kommen, müßte Luv und Lee jedoch quantitativ definiert werden und eine ausreichende Anzahl von Stationen zur Verfügung stehen.

3. Großräumig, d. h. ohne Berücksichtigung des Reliefs und unter Vernachlässigung von geringen Schwankungen von Station zu Station, läßt sich nach beiden Methoden ein gemeinsamer Grad von Kontinentalität bzw. Ozeanität angeben.

Tabelle 7: Stationsliste / list of stations

1 Helgoland*)	9 Kirchdorf
2 Westerland	10 Rostock
3 Keitum	11 Wustrow
4 Husum*)	12 Putbus*)
5 Flensburg*)	13 Greifswald
6 Neumünster	14 Borkum
7 Kiel*)	15 Norderney
8 Eutin	16 Emden*)

17 Jever*)	80 Assmannshausen	143 Schömberg	165 Passau*)
18 Wilhelmshaven	81 Marburg*)	144 Gengenbach	166 Freiburg*)
19 Bremerhaven	82 Gießen	145 Freudenstadt*)	167 Badenweiler
20 Elsfleth	83 Nauheim	146 Kirchberg	168 Todtnauberg
21 Oldenburg	84 Feldberg	147 Hechingen	169 Donaueschingen
22 Bremen*)	85 Wiesbaden*)	148 Villingen*)	170 St. Blasien
23 Hamburg*)	86 Frankfurt/Main*)	149 Böttingen	171 Höchenschwand*)
24 Segeberg	87 Mainz	150 Winnenden	172 Meersburg*)
25 Lübeck*)	88 Fulda*)	151 Stuttgart*)	173 Friedrichshafen
26 Lüneburg*)	89 Kahl	152 Stuttgart-Hohenheim	174 Lindau
27 Schwerin*)	90 Luitpoldheim	153 Schopfloch	175 Ottobeuren
28 Marnitz*)	91 Schnepfenthal	154 Tübingen	176 Übrerruh
29 Neu-Strelitz	92 Schmücke	155 Münsingen	177 Oberstdorf
30 Swinoujście	93 Frankenheim	156 Zwiefalten	178 Hohenpeißenberg*)
(Swinemünde)	94 Meiningen*)	157 Nördlingen	179 Tegernsee
31 Szcecin (Stettin)	95 Kissingen*)	158 Ulm	180 Ettal
32 Lönigen	96 Koburg	159 Augsburg*)	181 Partenkirchen
33 Lingen	97 Erfurt*)	160 Karlsbad	182 Mittenwald
34 Osnabrück	98 Jena*)	161 München	183 Traunstein
35 Herford	99 Rudolstadt	162 Metten	184 Reichenhall
36 Hannover**)	100 Hof	163 Landshut*)	185 Berchtesgaden
37 Hildesheim	101 Crimmitschau	164 Burghausen	
38 Celle*)	102 Karl-Marx-Stadt		
39 Braunschweig	(Chemnitz*)		
40 Helmstedt	103 Greiz	Die mit *) gekennzeichneten Stationen wurden zu beiden	
41 Gardelegen*)	104 Plauen	Analysen herangezogen.	
42 Magdeburg*)	105 Schneeberg	Die mit **) ausgezeichneten Stationen sind in den beiden	
43 Berlin-Blankenburg	106 Elster	Analysen trotz Namensgleichheit nicht identisch.	
44 Berlin-Dahlem*)	107 Fichtelberg		
45 Potsdam	108 Oberwiesenthal		
46 Frankfurt/Oder*)	109 Freiberg		
47 Kleve*)	110 Annaberg		
48 Krefeld	111 Reitzshain*)		
49 Leverkusen	112 Hirschfelde		
50 Münster*)	113 Trier*)		
51 Essen	114 Von-der-Heydt-Grube		
52 Essen-Villa Hügel	115 Bernkastel		
53 Wuppertal-Elberfeld	116 Schloßböckelheim		
54 Gütersloh	117 Birkenfeld*)		
55 Arnsberg*)	118 Kaiserslautern*)		
56 Göttingen	119 Darmstadt*)		
57 Kassel*)	120 Ludwigshafen		
58 Clausthal*)	121 Mannheim		
59 Brocken	122 Heidelberg		
60 Nordhausen*)	123 Königsstuhl		
61 Sondershausen	124 Landau		
62 Quedlinburg	125 Karlsruhe*)		
63 Bernburg	126 Wertheim*)		
64 Harzgerode	127 Würzburg		
65 Halle*)	128 Buchen		
66 Dessau	129 Heilbronn*)		
67 Leipzig*)	130 Mönchsberg		
68 Zschadraß	131 Bamberg*)		
69 Torgau*)	132 Ansbach*)		
70 Dahme	133 Weißenburg*)		
71 Wahnsdorf	134 Bayreuth*)		
72 Dresden*)	135 Alexandersbad		
73 Tharandt	136 Nürnberg*)		
74 Bautzen*)	137 Regensburg*)		
75 Görlitz*)	138 Buchenau		
76 Aachen*)	139 Oberrotweil		
77 Köln**)	140 Pforzheim		
78 Neuwied	141 Baden-Baden*)		
79 Oberlahnstein	142 Wildbad		

Die mit \*) gekennzeichneten Stationen wurden zu beiden Analysen herangezogen.

Die mit \*\*) ausgezeichneten Stationen sind in den beiden Analysen trotz Namensgleichheit nicht identisch.

#### Literatur

- ALISSOW, B. P., O. A. DROSDOW und E. S. RUBINSTEIN: Lehrbuch der Klimatologie. Berlin 1956.
- BÄHR, J.: Eine Faktorenanalyse zur Bevölkerungsstruktur, dargestellt am Beispiel Südwesafrikas. In: Die Erde 102, 1971, S. 262–285.
- BAHRENBERG, G. und E. GIESE: Zum Problem der Normalität und der Transformationen bei der Faktorenanalyse bzw. Hauptkomponentenanalyse. In: Giese, E. (Hrsg.): Symposium „Quantitative Geographie“, Gießen 1974. = Geissener Geogr. Schriften 32, 1975a, S. 9–29.
- : Statistische Methoden und ihre Anwendung in der Geographie. Stuttgart 1975b.
- BLÜTHGEN, J.: Allgemeine Klimageographie. Berlin 1964.
- BOHNSTEDT, H.: Die thermische Kontinentalität von Nord-Europa. In: Met. Z. 49, 1932, S. 49–62.
- FÜRNRATT, E.: Zur Bestimmung der Anzahl interpretierbarer Faktoren psychologischer Daten. In: Diagnostika Bd. 15, 1969, S. 62–75.
- GAMS, H.: Die klimatische Begrenzung von Pflanzenarealen und die Verteilung der hygrischen Kontinentalität in den Alpen. In: Z. Ges. Erdk., 1931, S. 321–346.
- GOULD, P.: Is Statistix Inferens the Geographical Name for a Wild Goose? In: Economic Geography 46, 1970, S. 439 bis 448.
- HANN, J.: Handbuch der Klimatologie, Bd. I: Allgemeine Klimalehre, Stuttgart 1908.
- HARMAN, H. H.: Modern Factor Analysis. Chicago 1967.
- HEMPEL, L.: Einführung in die Physiogeographie – Klimageographie, Wiesbaden 1974.
- HERRMANN, R.: Eine multivariate statistische Klimagliederung Nordhessens und angrenzender Gebiete. In: Born, M. (Hrsg.): Beiträge zur Landeskunde von Nordhessen. = Marburger Geogr. Schriften, Heft 60, 1973, S. 37–55.

- HESSE, W.: Grundlagen der Meteorologie für Landwirtschaft, Gartenbau und Forstwirtschaft. Leipzig 1966.
- HEYER, E.: Witterung und Klima. Eine allgemeine Klimatologie. Leipzig 1972.
- JOSHI, T. R.: Toward Computing Factor Scores. In: Adams, W. und F. Helleiner (Hrsg.): International Geography 1972, Bd. 2, Toronto und Buffalo, 1972, S. 906–908.
- MCBOYLE, G. R.: Factor Analytic Approach to a Climatic Classification of Europe. In: Clim. Bull. 12, McGill University Montreal, 1972, S. 1–11.
- PARKES, D. N.: Formal Factors in the Social Geography of an Australian Industrial City. In: Australian Geogr. Studies 11, 1973, S. 171–200.
- PUDLATZ, H.: Zur Transformation der Variablen bei mangelnder Normalverteilung. In: Giese, E. (Hrsg.): Symposium „Quantitative Geographie“, Gießen 1974. = Gießener Geogr. Schriften, H. 32, 1975, S. 29–33.
- Reichsamt für Wetterdienst (Bearb.): Klimakunde des Deutschen Reiches, Bd. II, Tabellen. Berlin 1939.
- RINGLEB, F.: Die thermische Kontinentalität im Klima West- und Nordwest-Deutschlands. In: Met. Rdsch. 1, 1948a, S. 87–95.
- : Die hygrische Kontinentalität im Klima West- und Nordwest-Deutschlands. In: Met. Rdsch. 1, 1948b, S. 276 bis 282.
- STEINER, D.: A Multivariate Statistical Approach to Climatic Regionalization and Classification. In: Tijdschrift van het Koninklijk Nederlandsch Aardrijkskundig Genootschap Amsterdam, 89, 1965, S. 329–347.
- STELLMACHER, R.: Einige Methoden der statistischen Analyse, angewandt auf das Problem der Klimaklassifikation = Abh. Met. D. DDR 99, Bd. XIII, 1971.
- ÜBERLA, K.: Faktorenanalyse. Berlin, Heidelberg, New York 1968.

## PERMAFROST IM PERIGLAZIALEN WESTGRÖNLAND

Mit 9 Abbildungen (z. T. als Beilage IX) und 2 Photos

GERHARD STÄBLEIN

*Summary:* Permafrost in the periglacial area of Western Greenland

The formation and distribution of permafrost is illustrated by examples from the environs of Holsteinsborg (66°56' N / 54°20' W) and Jakobshavn (69°13' / 51°03' W) in Western Greenland. The ecological and climatic conditions are discussed. Beneath the summer thaw layer, both areas show in places permanently frozen soil below depths of 20 and 130 cm respectively.

Field studies have shown that in both areas the local petrographic, edaphic and ecological conditions are more important for the occurrence or cessation of permafrost than the regional climatic differences between the two areas. The area of continuous permafrost first begins on the coast further north near Upernavik (72°47' N).

Two GGU stations with series of ground temperature measurements covering several years are used to illustrate the differences in temperature distribution by means of pedothermoisopleths. The correlation to the parameters of modal temperatures and snow covering is investigated.

Die Umweltbedingungen in den eisfreien Polargebieten werden bestimmt durch die jeweiligen Verhältnisse des Bodenfrostes, die entscheidend sind für die Wirkungen der geomorphologischen Prozesse und auch der ökologischen Eingriffe durch moderne technisch-wirtschaftliche Nutzung, die in den hohen Breiten heute an vielen Stellen geschieht. Obwohl seit Jahren der mit der Auftauschicht über Permafrost verbundene periglaziale Formenschatz Gegenstand zahlreicher geomorphologischer Untersuchungen war, ist das Wissen über den Mechanismus und das System des Bodenfrostes im einzelnen noch immer lückenhaft. Die Terminologie und Aussagen gehen oft weit auseinander (vgl. WASH-

BURN 1973, 15ff.). Während aus Sibirien (BARANOV 1959 u. a.), Alaska (PEWE 1971 u. a.) und Kanada (BROWN 1960 u. a.) z. T. sehr detaillierte lokale Untersuchungen vorliegen, fehlen aus weiten Räumen jegliche genaueren Beobachtungen. Daher ist eine allgemeine, systematische Beurteilung noch immer hypothetisch. Dies schlägt sich z. B. in einer vergleichenden weltweiten Betrachtung des Bodenfrostphänomens nieder. Für die Verbreitung von Permafrost auf der Erde, d. h. von ganzjährig gefrorenem Untergrund, schwanken die Angaben zwischen 14% (SHUMSKII 1964, GRAVE 1968, 48) und 26% (BLACK 1954, 838; STEARNS 1966, 9) der Festlandflächen.

### 1. Permafrost in Westgrönland

Bereits auf den ersten Verbreitungskarten von BLACK (1950, 275) wird Grönland zum Bereich mit Permafrost gezählt, wobei die Grenze des kontinuierlichen Permafrostes in Westgrönland erst nördlich von 70° N eingetragen wurde.

In der jüngeren Literatur (WEIDICK 1968, 73) wird die Grenze wohl aufgrund anderer Ableitungen aus den verfügbaren Lufttemperaturwerten in Westgrönland weiter südlich angesetzt. Holsteinsborg nämlich (66°56' N) wurde noch zum Bereich mit diskontinuierlicher Permafrostverbreitung gerechnet, während Jakobshavn (69°13' N) danach bereits zum Bereich mit kontinuierlichem Permafrost gehört (vgl. Abb. 1).

1974 konnten wir während geomorphologischer Untersuchungen in Westgrönland auch den für die Mor-