

Aus dem Psychologischen Institut der Universität Bonn  
(Direktor Prof. Dr. Dr. h. c. H. Thomae)

## Zur Struktur von Freizeitbeschäftigungen

### Eine faktorenanalytische Vergleichsstudie

Von

**R. Schmitz-Scherzer, G. Rudinger, A. Angleitner und D. Bierhoff-Alfermann**

Mit 9 Abbildungen

(Angenommen am 17. August 1972)

#### Résumés

Ausgehend von einer Arbeit BISHOP's (1970) versucht der folgende Beitrag die These von einer gemeinsamen Struktur von Freizeitbeschäftigungen zu untersuchen. Dabei werden vier verschiedene Sample faktorisiert. Die Ergebnisse werden sowohl methodisch, als auch von der Freizeitpsychologie her diskutiert.

According to a study of BISHOP (1970) the following paper tries to investigate the theses of a generally valid structure of leisure activities. Therefore the leisure activities of four different samples were factor analysed. The results are discussed on their methodological and psychological frame.

#### 1. Problem der Freizeitstruktur

Die Frage nach der Struktur des Freizeitbereiches ist ein altes Problem der Freizeitforschung. Schon erste empirische Untersuchungen glaubten verschiedene Tätigkeitsbereiche von einander abgrenzen zu können. So unterschied man musische, sportliche oder ‚aktive‘ und ‚passive‘ Freizeitbeschäftigungen voneinander und meinte dabei stets bestimmte Cluster, die einzelne Beschäftigungen bildeten.

Als die Methode der Korrelationsanalyse und etwas später die der Faktorenanalyse in der Freizeitforschung eingesetzt wurden, erfuhr diese Diskussion starken Auftrieb. So wurde etwa das Problem der ‚affinen‘ oder ‚diffusen‘ Freizeittätigkeiten diskutiert, hinter dem sich das Phänomen verbarg, daß eine Aktivität eine andere sozusagen nach sich zieht bzw. Passivität in einem der

Freizeitbereiche auch Passivität in anderen nach sich zu ziehen scheint. Die ersten Faktorenanalysen, die wie die von HASELOFF (1956) sehr unsorgfältig dargestellt wurden, berichteten dann erste ‚Freizeitfaktoren‘. Die bislang vorliegenden Faktorenanalysen zeigen unterschiedlichste Faktorenanzahlen und -muster. Dies liegt freilich an den unterschiedlichen Personen- und Variablenstichproben, doch wird dies von den einzelnen Autoren nicht immer gesehen. Jedenfalls kann aus vielerlei Gründen nicht davon ausgegangen werden, daß die Korrelations- und faktorenanalytischen Untersuchungen eine allgemein gültige Freizeitstruktur nachgewiesen haben.

Einen ersten Ansatz dazu legte BISHOP (1970) vor, der vier Stichproben verschiedener Größe und unterschiedlicher sozialer Struktur hinsichtlich einer Anzahl von Freizeitbeschäftigungen untersuchte. Dabei stimmten die erfaßten Variablen zum großen Teil überein, divergierten jedoch in einigen Merkmalen. Bei einer Faktorenanalyse der Interkorrelationen der Freizeitbeschäftigungen erhielt er in jeder Stichprobe 3 Faktoren:

einen Faktor, der sportliche Aktivitäten und Ortswechsel — bzw. Mobilitätsaktivitäten (Autofahren, Radfahren etc.) barg;

einen Faktor der ‚Outdoor‘ Aktivitäten aufwies wie Jagen und Fischen und Spiele bzw. Sportarten wie Golf, Eis-Skating etc.

und einen dritten Faktor, der vornehmlich durch Kulturkonsum (Konzerte, Bücher, Museenbesuche etc.) zu charakterisieren ist. Eine Inspektion der Faktormatrizen läßt den Autor eine große Ähnlichkeit der Faktorstruktur der Stichprobe vermuten.

Diese Untersuchung teilt leider nicht alle Daten mit, die zur Beurteilung einer Faktoranalyse benötigt werden. Abgesehen davon, muß vor allem kritisiert werden, daß BISHOP nur durch Inspektion die Ähnlichkeit konstatierte und die Stichproben weder den demographischen Daten nach, noch den erfaßten Variablen nach vergleichbar scheinen. Aus diesem Grunde egalisierten wir die Variablenanzahl in allen vier Stichproben und rechneten für die verbliebenen 23 Variablen einen Faktorstrukturvergleich (Tab. 1.1A)\*. Freilich ist ein solcher Vergleich nicht exakt, da ja in die ursprünglich vorgenommenen Faktorenanalysen unterschiedliche Variablenanzahlen eingingen und wir aus diesen Analysen die gemeinsamen Aktivitäten entnahmen und deren Faktorenladungen. Trotz dieser Unzulänglichkeit, die wir in Kauf nahmen, errechneten wir hohe Ähnlichkeiten der Faktoren in den einzelnen Stichproben und hohe Ähnlichkeiten der Lage der meisten Variablen im Faktorenraum (Tab. 1.2A). Demnach könnte man BISHOP bestätigen, daß er für unterschiedliche Stichproben sehr ähnliche Freizeitstrukturen nachgewiesen hat. Dieses Ergebnis wollen wir in der folgenden Untersuchung replizieren.

---

\* Ein A bezieht sich auf Tabellen im Appendix.

## 2. Sample und Variablenerhebung der eigenen Untersuchung

Der folgenden Untersuchung liegen vier Stichproben zu Grunde. Stichprobe 1 und 2 sind repräsentative Stichproben für die Bevölkerung des Gebietes um Groningen in Holland. Die Korrelationsmatrizen der Freizeitbeschäftigungen dieser beiden Untersuchungen wurden uns von R. WIPPLER und v. DELDEN, Groningen, freundlicherweise zur Verfügung gestellt. Die Stichprobe 3 ist eine Quotastichprobe für den sogenannten sozioökonomischen Mittelstand, die in Bonn und Umgebung erhoben wurde (20 bis 59 Jahre alt) und Stichprobe 4 stellt eine Stichprobe älterer und alter Menschen aus dem sozioökonomischen Mittelstand dar (60 bis 77 Jahre alt).

Tabelle 2.1

Stichprobe	Größe des Samples	Sozialer Status	Durchschnittsalter	Prozentanteil der Männer	Prozentanteil Verheirateter
1	800	repräsentativ	repräsentativ	repräsentativ	repräsentativ
2	1000	repräsentativ	repräsentativ	repräsentativ	repräsentativ
3	222	Mittelstand	44 Jahre	50%	69,2%
4	222	Mittelstand	68 Jahre	53,2%	62%

In diesen vier Stichproben wurde mit ähnlich aufgebauten Interviewleitfäden nach der Häufigkeit von Freizeitaktivitäten gefragt. Die Anzahl der erfragten Tätigkeiten differierte zwischen den Stichproben 1 und 2 und den Stichproben 3 und 4. Die Interviewfragen und die Verschlüsselung der Daten waren jedoch vergleichbar. In die Matrizen der einzelnen Stichproben gingen die in Tab. 2.2 genannten Variablen ein. Es wurde also eine Angleichung der Variablenanzahl vorgenommen.

Tabelle 2.2. Numerierung der Freizeittätigkeiten, die in Analyse I bis IV eingingen:

1. Wachzeit pro Tag
2. Häufigkeit des Radio-Hörens pro Woche
3. Häufigkeit der gemachten Besuche pro Woche
4. Häufigkeit des Fernsehens pro Woche
5. Häufigkeit der Konzertbesuche im Jahr
6. Häufigkeit des Spazierengehens pro Woche
7. Häufigkeit der Café- und Wirtshausbesuche pro Woche
8. Häufigkeit des Zeitschriften-Lesens pro Woche.

### 3. Statistische Bearbeitung der Daten\*

Der durch die Korrelationskoeffizienten in den Stichproben 3 und 4 erfaßte lineare Anteil der gemeinsamen Varianz spielte die jeweiligen Zusammenhänge in befriedigender Weise wider.

Alle 4 Korrelationsmatrizen (siehe Tabellen 3.1 A—3.4 A) wurden mit dem Bartlett I-Test (ÜBERLA 1968, S. 131) auf ihre Zufälligkeit hin überprüft. Sie unterschieden sich deutlich von zufälligen Korrelationsmatrizen.

Sie wurden dann nach der Hauptachsenmethode faktorisiert. Als erste Kommunalitätenschätzung wurde das Quadrat des multiplen Korrelationskoeffizienten eingesetzt. Zur besseren Schätzung wurden 6 Iterationen durchgeführt. Es sollten im ersten Schritt soviele Faktoren extrahiert werden, daß 95% der gemeinsamen Varianz abzusichern waren.

Zur Bestimmung der abzusichernden Anzahl der Faktoren wurden folgende Kriterien herangezogen:

- (1.) Die Anzahl der Faktoren kann zwischen  $\frac{1}{4}$  bis zu maximal  $\frac{1}{2}$  der Merkmalanzahl betragen.
- (2.) Die Anzahl der Eigenwerte  $\geq 1.0$  bestimmt die Zahl der zu extrahierenden Faktoren. (Bei kleiner Variablenauswahl wie hier unterschätzt dieses Kriterium erfahrungsgemäß die Auswahl der Faktoren).
- (3.) Die Ordnungszahl der Differenzen  $\geq 0.10$  der einzelnen Eigenwerte gibt eine Schätzung der Faktorenzahl.
- (4.) Der Prozentsatz, der durch einen Faktor aufgeklärten Gesamtvarianz soll nicht  $< 5\%$  betragen.
- (5.) Das im FÜRNRATT (1969) angegebene Kriterium, welches nach der durch die bereits genannten Kriterien erfolgten Schätzung der Faktorenzahl und der erfolgten Rotation dieser Faktoren nach dem Vari-max-Kriterium von KAISER angewendet wird und eine zusätzliche Absicherung ermöglicht. Die dabei aufgestellten Richtlinien besagen:
  - (5.1) ein Faktor soll durch mindestens 3 Variablen gekennzeichnet sein,

---

\* Gerechnet wurde mit den Programmen PAFA und FAST (DRZ), FÜRNRATT (Fisseni), WIEN I (Schönwasser) auf einer IBM 7090/1410 der GMD Bonn-Bierlinghoven vom erstgenannten Autor.

(5.2) das Verhältnis von  $a^2/b^2$  der entsprechenden Variablen soll  $\geq 0.50$  betragen,

(5.3) die Variablen sollen eine hinreichende Kommunalität ( $b^2$ ) besitzen ( $b^2 \geq 0.20$ ).

Die erhaltenen Faktorlösungen der 4 Stichproben werden nach dem von SIXTL (1964) und FISCHER & ROPPERT (1967) vorgeschlagenen Rechenprozeduren auf Ähnlichkeit rotiert. Diese Berechnungen erlauben die Interpretation von 3 Koeffizientenarten:

1. Globale Ähnlichkeitskoeffizienten (Koeffizienten  $\geq 0.80$  indizieren Ähnlichkeit (GEBHARDT 1968)) für die paarweise verglichenen Faktormatrizen.
2. Ähnlichkeitskoeffizienten (Koeffizienten  $\geq 0.80$ ) indizieren Ähnlichkeit (GEBHARDT 1968) für die verglichenen Faktoren
3. Koeffizienten (Koeffizienten  $\geq 0.80$  indizieren Ähnlichkeit (GEBHARDT 1968)) für die Lage der verglichenen Variablen im Faktorenraum.

#### 4. Ergebnisse der Faktorenanalysen

Die 4 durchgeführten Faktorenanalysen ergaben nach dem 95%-Kriterium zwischen 5 und 6 Faktoren. Die unrotierten Lösungen werden im Anhang Tab. 4.1 A—4.4 A geboten. Diese 5 bzw. 6 Faktoren erklären von 26,8% (Stichprobe 1) über 30,6% (Stichprobe 4) und 34,6 (Stichprobe 3) bis zu 41% (Stichprobe 2) der Gesamtvarianz. D.h. zwischen 73,2% und 59% der Gesamtvarianz bleiben unaufgeklärt oder sind nicht aufklärbar. Dieser große Anteil geht zulasten der Spezifität und/oder mangelnder Reliabilität der Variablen.

Durch Anwendung der aufgezählten Kriterien vermindert sich diese Anzahl der Faktoren auf 2 pro Stichprobe. Dabei ist wegen der Größe der Stichproben und der dabei auftretenden Ungenauigkeit des Burt-Kriteriums dem Differenzkriterium und den von FÜRNTTRATT vorgeschlagenen Richtlinien besonderes Gewicht beigemessen worden (siehe im einzelnen Tabelle 4.9 A).

Die durch die 2-Faktorenlösung (s. Tab. 4.10 A—4.13 A) aufgeklärte Gesamt-Varianz ist in den 4 Stichproben unterschiedlich hoch. Bei der 1000 Personen umfassenden Stichprobe 1 werden 16,1%, bei Stichprobe 4 19,2%, in Stichprobe 3 20,6% und in der Stichprobe 2 27,3% der Gesamtvarianz aufgeklärt (s. Abb. 4.1—4.4). Die Anteile der beiden Faktoren an dieser sehr geringen Gesamtkommunalität auszudrücken unterlassen wir hier, da das zu unproportionierten Verzerrungen führt.

Bei der grafischen Darstellung der 2 Faktorenlösung werden diese Zahlen deutlich illustriert und andere Nachteile dieser Lösung sichtbar, wie z. B. die extrem niedrigen Kommunalitäten (s. auch Tab. 4.10 A bis 4.13 A).

Zusammenfassend heißt das, daß in den 2-Faktorenlösungen jeweils ein Faktor vorliegt, der zwischen 8,25% und 10,5% und ein zweiter, der zwischen 7,5% und 10,1% der Gesamtvarianz erklärt (s. Tab. 4.1—4.4).

Eine verbale Umschreibung der Faktoren ist uns sowohl innerhalb des Samples als auch über diese hinweg nicht möglich. Die folgenden Abbildungen 4.5—4.8 mit der Anordnung der Variablen im Faktorenraum mögen diese Schwierigkeit verdeutlichen:

Deshalb sei nur gesagt, daß die erfaßten Freizeitaktivitäten in den unterschiedlichen Stichproben eine unterschiedliche Anordnung in den zwei Faktoren aufzeigen, wie ja auch ganz deutlich in den Abbildungen 4.5 bis 4.8 und Tab. 4.10 A bis 4.13 A zu sehen ist.

Wie schon angedeutet, läßt die geringe Gesamtkommunalität, also der durch die 2 Faktorenlösung zu sichernde gemeinsame Varianzanteil der Variablen, die in unserem Fall durch generell niedrige Kommunalitäten der Variablen zusammengesetzt ist, mehrere Interpretationsmöglichkeiten zu.

Wie eigentlich auch schon die Korrelationsmatrizen zeigen, scheinen diese Aktivitäten relativ unabhängig voneinander zu sein, sowie wenig gemeinsame Varianz zu haben, was die Kommunalitäten der einzelnen Variablen dann also aufgrund eines hohen spezifischen Anteils so niedrig halten würde. Zum anderen könnte hier eine geringe Reliabilität, über deren Ausmaß wir aber leider nichts wissen, die obere Grenze der Kommunalität drücken.

Daß sich dieser Sachverhalt nun auch noch von Stichprobe zu Stichprobe verschieden zeigt (s. Abb. 4.9), könnte zum einen wieder darauf zurückzuführen sein, daß aufgrund mangelnder Reliabilität diese Unterschiede zwischen den Stichproben zwangsläufig vom fehlerbehafteten Instrument bedingt auftreten müssen, zum anderen könnte in den Stichproben eben die Abhängigkeit der Freizeitaktivitäten tatsächlich unterschiedlich sein. Genauere Beschreibung erlaubt jedoch erst eine Ähnlichkeitsrotation der vier Lösungen.

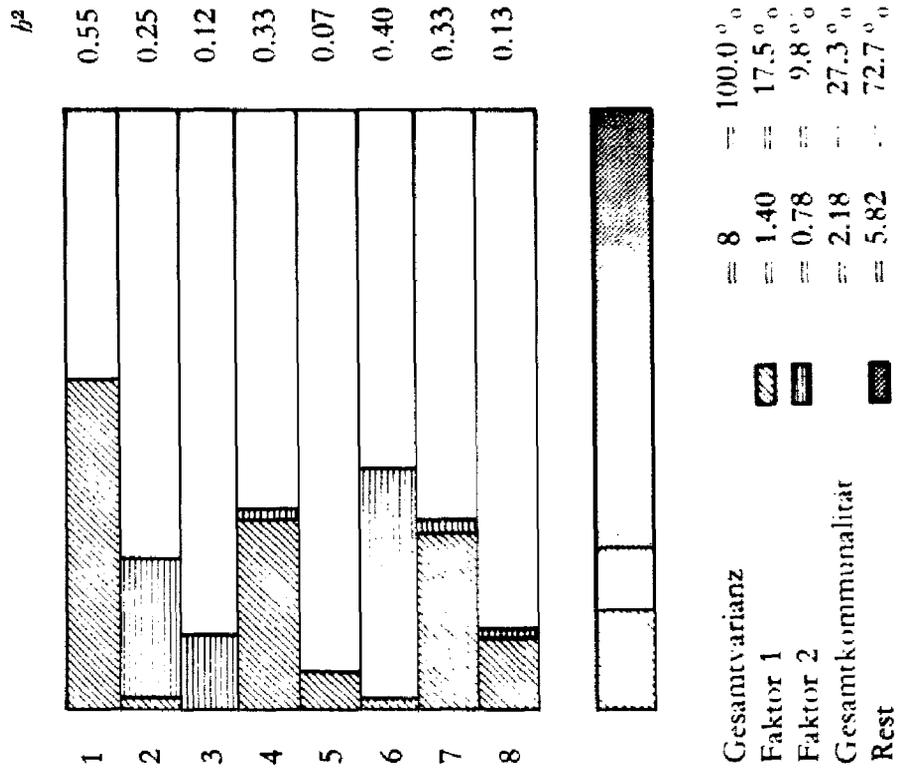


Abb. 4.2

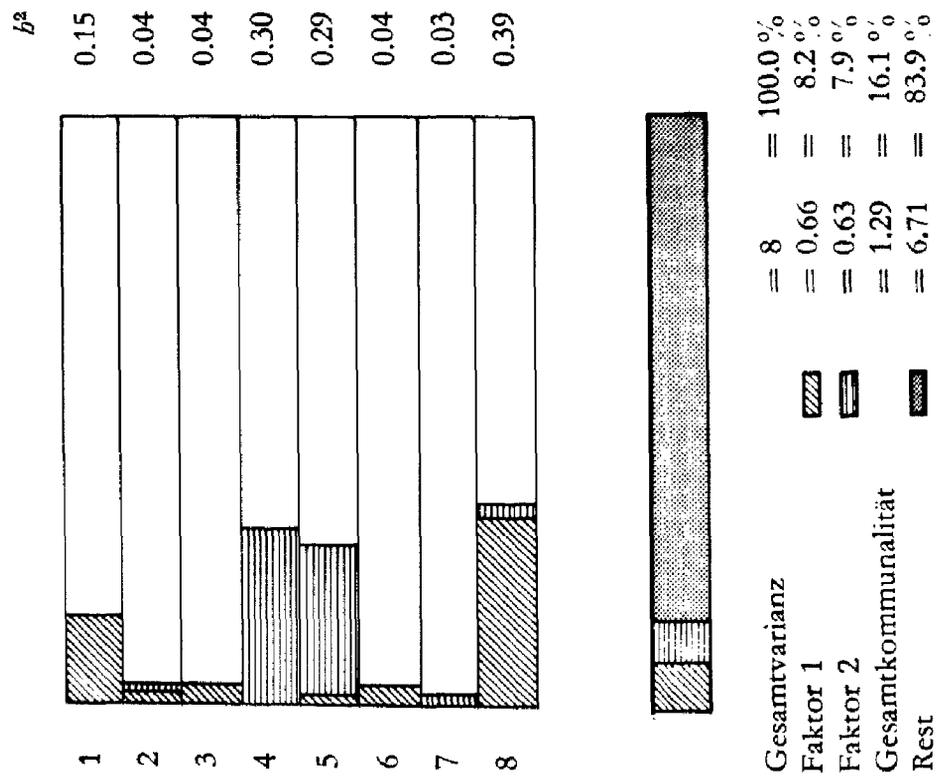


Abb. 4.1

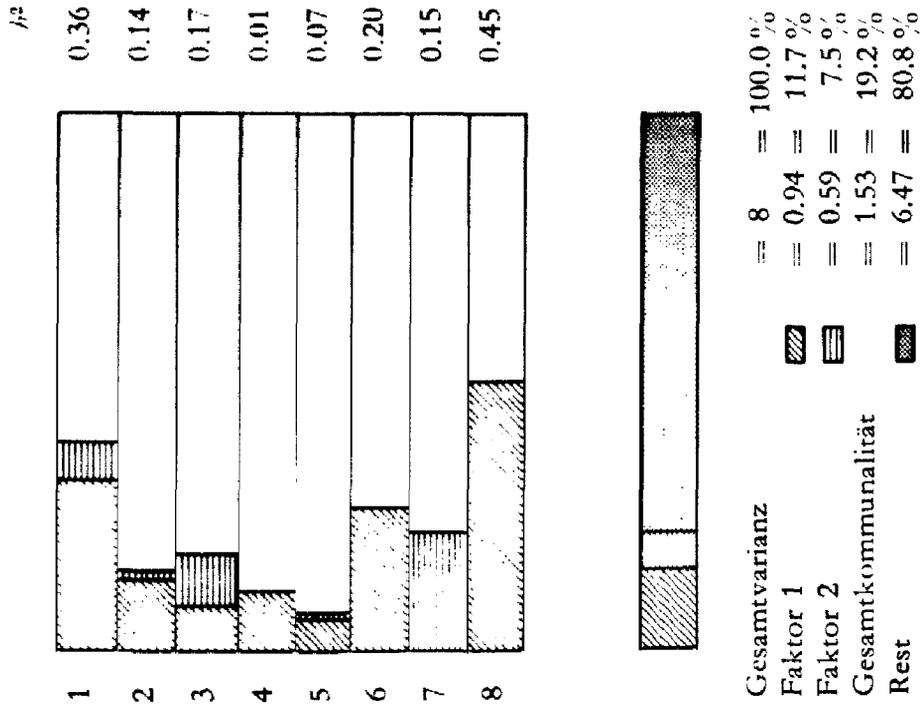


Abb. 4.4

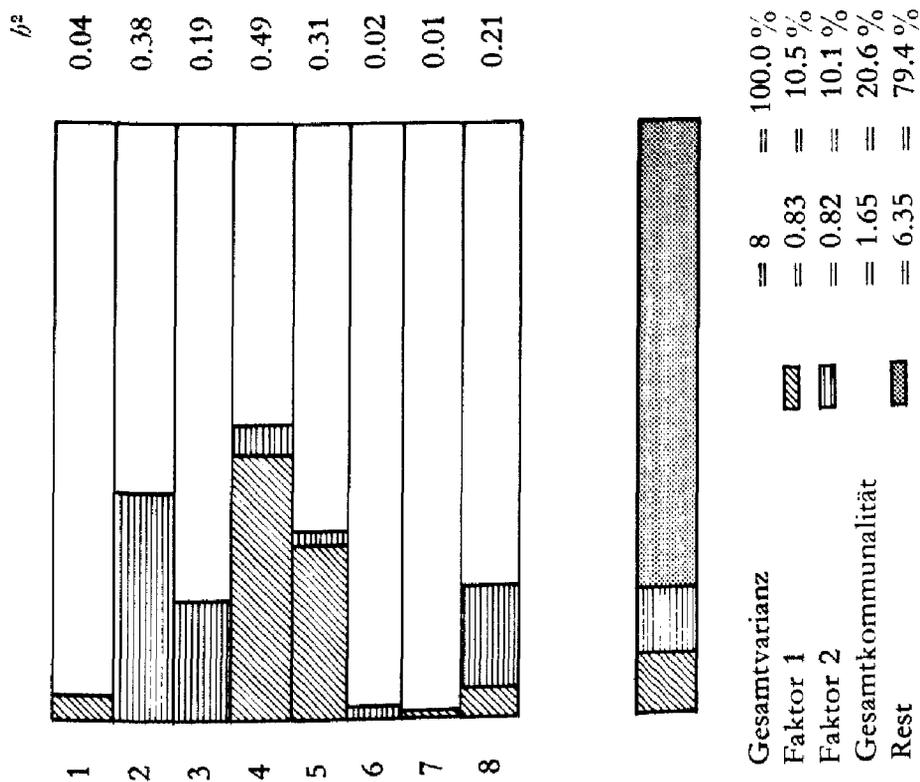


Abb. 4.3

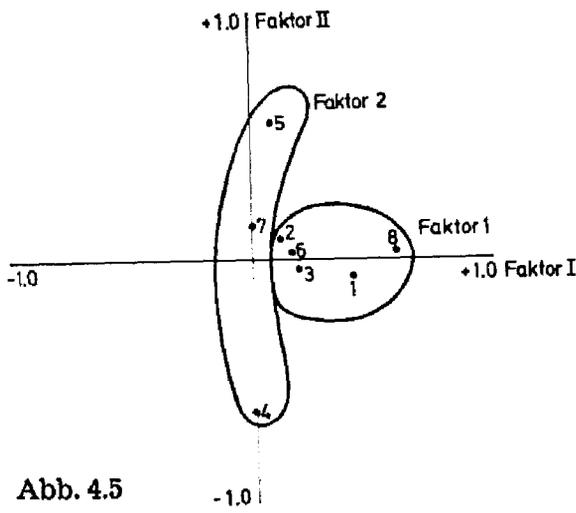


Abb. 4.5

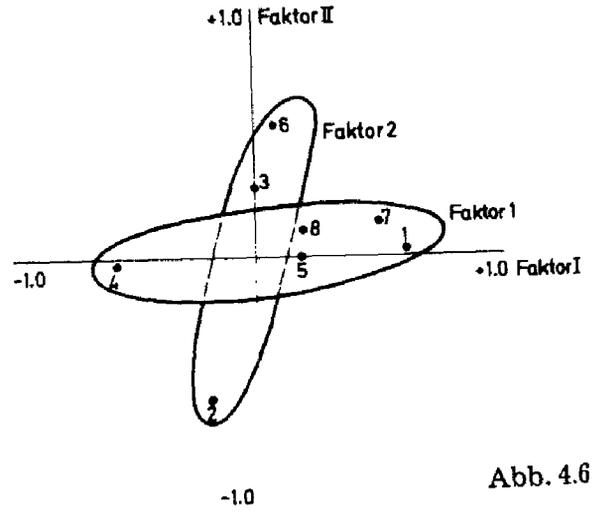


Abb. 4.6

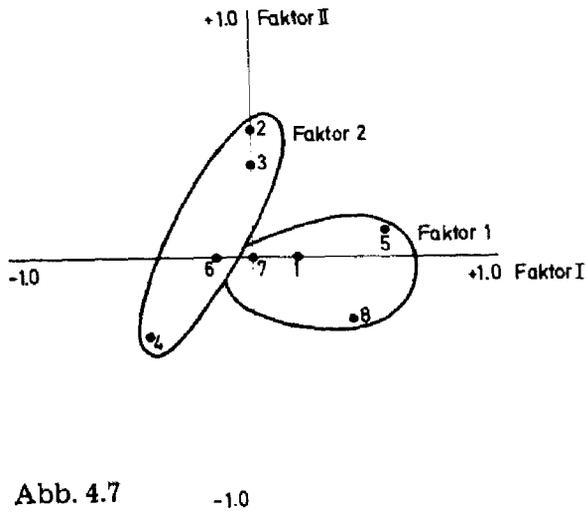


Abb. 4.7

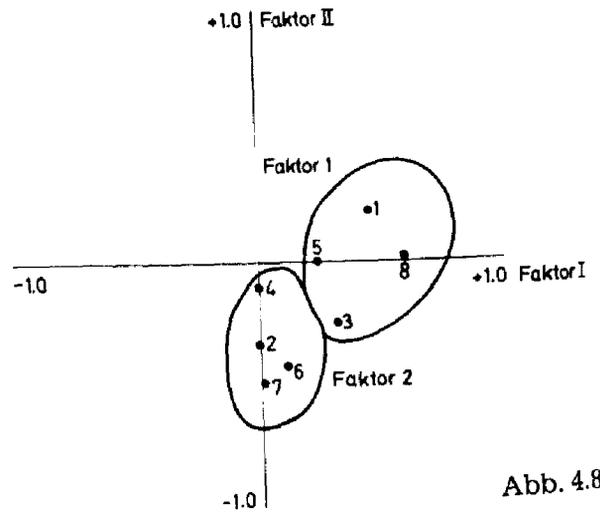


Abb. 4.8

Stichprobe  
Variable I II III IV

1	■	■	■	■
2	■	●	●	●
3	■	●	●	■
4	●	■	■	●
5	●	■	■	■
6	■	●	●	●
7	●	■	■	●
8	■	■	●	■

■ Faktor 1

● Faktor 2

Abb. 4.9 Die einzelnen Faktoren pro Stichprobe und ihre Variablen

### 5. Faktorenstrukturvergleiche

Bei der Anwendung des u. a. von GEBHARDT (1968) beschriebenen Verfahrens zum Vergleich von Faktorenlösungen auf Ähnlichkeit ergab sich für die paarweisen Vergleiche der 4 Stichproben folgendes: (s. Tab. 5.1). Die globalen Ähnlichkeitskoeffizienten der Faktorenmatrizen sind insgesamt unbefriedigend.

Tabelle 5.1

Globale Ähnlichkeit:	I	II	III	IV
I	—	—	—	—
II	0,53	—	—	—
III	0,76	0,30	—	—
IV	0,63	0,54	0,50	—

Die Koeffizienten für die Faktoren zeigen nur für die Stichproben I und II Ähnlichkeiten auf dem ersten, und zwischen Stichprobe I und III Ähnlichkeit auf den 2. Faktor.

Tabelle 5.2.

## Faktor 2

		I	II	III	IV
Faktor I	I	—	0,56	0,89	0,20
	II	0,80	—	0,61	0,40
	III	0,63	0,47	—	0,77
	IV	0,97	0,63	0,20	—

Diese insgesamt fehlende Ähnlichkeit zwischen den Stichprobenergebnissen wird nur noch deutlicher, wenn man sieht, daß mehr als die Hälfte der Merkmale im paarweisen Vergleich nicht vergleichbare Positionen im Faktorenraum einnehmen (siehe Tabelle 5.1 A).

### 6. Diskussion

Aufgrund dieser Ergebnisse den Schluß zu ziehen, die Faktorenanalyse sei für die Freizeitforschung unbrauchbar bzw. als Methode dem Gegenstand nicht adäquat, halten wir für falsch. Allerdings fordern unsere Ergebnisse eine kritische Reflexion dieses Ansatzes in der Freizeitforschung. Unsere Ergebnisse stellen nämlich keinen Gewinn im Sinne einer Kategorisierung vielfältiger Freizeitaktivitäten dar und damit keinen Gewinn an Übersichtlichkeit, um mit ÜBERLA (1968) zu argumentieren.

Dieses „Versagen“ der Faktorenanalyse in unserem Falle im Gegensatz zu BISHOPS Ergebnis z. B. läßt sich u. E. auf mehrere Gründe zurückführen: einmal die Heterogenität der Personenstichproben und zum anderen die Heterogenität der Variablenstichproben.

Unter der Voraussetzung gleicher Methodik hätten wir wenigstens für die Stichproben 1 und 2 — auf Grund ihrer Repräsentativität — Ähnlichkeiten in der Freizeitstruktur erwartet. Wir haben jedoch davon auszugehen, daß wir keinerlei Ähnlichkeiten zwischen unseren Stichproben gefunden haben und auch die Lagen der einzelnen Variablen im Faktorenraum einen höchst unterschiedlichen Platz einnehmen. Systematisch zunehmende Ähnlichkeiten konnten nicht aufgezeigt werden. Daran ändert auch die Tatsache nichts, daß manche Variablen bei einzelnen Vergleichen befriedigende Ähnlichkeit aufweisen bzw. im gleichen Faktor zu finden sind. Deshalb sind die Faktoren auch schwer zu umschreiben, da die sie charakterisierenden Variablen unsystematisch variieren. Aus diesem Grund müssen wir auch auf einen Versuch einer alle Stichproben charakterisierenden Benennung verzichten.

Wenn jedoch auch repräsentative Stichproben nicht zu gleichen oder doch zumindest ähnlichen Ergebnissen von Faktorenanalysen führen, erhebt sich freilich die Forderung nach einem Überdenken des Konzepts der sog. ‚Repräsentativität‘. U. E. nämlich erhebt sich hier die Frage, ob die zur Sicherung der Repräsentativität herangezogenen Kriterien dem Anspruch sozialwissenschaftlicher Untersuchungen — wie der unseren — gerecht werden. Es ist doch u. U. zu erwarten, daß sich solche repräsentativen Stichproben im Hinblick auf bestimmte Merkmale (z. B. Persönlichkeitsvariable) unterscheiden und damit vielleicht auch im Freizeitverhalten. Solche Unterschiede würden automatisch zu unterschiedlichen Ergebnissen von Faktorenanalysen führen.

Dies gilt vor allem für die Stichproben 3 und 4, doch könnten sich auch die Stichproben 1 und 2 trotz ihrer Repräsentativität aus unterschiedlichen Unterstichproben zusammensetzen. Jedenfalls wiesen SIXTL (1967) und andere Autoren vielfach auf die Abhängigkeit der Ergebnisse der Faktorenanalysen von den Personen- und Variablenstichproben hin.

Die Tatsache, daß große Stichproben aus verschiedenen Unter-Gruppen zusammengesetzt sind, die ihrerseits in sich homogene aber z. B. voneinander verschiedene Freizeitstrukturen haben, kann die der Größe nach geringen Korrelationen der Merkmale erklären. Die numerisch geringen Korrelationen zahlreicher Freizeitbeschäftigungen miteinander sind in der Literatur vielfach belegt und nicht nur ein Problem unserer Untersuchung. Die gemeinsame Varianz der Merkmale ist deshalb ebenfalls niedrig. Leider teilen die meisten anderen faktorenanalytischen Studien diese Daten nicht mit und deshalb haben wir aus anderen Untersuchungen keine Vergleichszahlen. Wir möchten allerdings bei den anderen berichteten Analysen ähnliche Schwierigkeiten vermuten.

Freilich fehlen in der Freizeitforschung Theorien, die man an die Ergebnisse anlegen bzw. in die man die Ergebnisse sinnvoll einordnen könnte. Solange die Plausibilität Vorrang bei der Interpretation unserer Daten hat, dürften wir mit solchen Schwierigkeiten noch häufiger zu rechnen haben. Diese Feststellung hängt natürlich eng mit dem Freizeitbegriff zusammen. Der Begriff ist so weit, daß er die heterogensten Aktivitäten faßt und sich eigentlich nur als nicht (Berufs)Arbeit umschreiben läßt. Diese Heterogenität spiegelt möglicherweise auch unsere Untersuchung wider vor allem dann, wenn man davon ausgeht, daß letztlich nur jedes Individuum für sich ‚seine‘ Freizeit definiert und ‚des einen Freizeit des anderen Arbeit‘ — je nach den vorhandenen Einstellungen — sein kann.

Andererseits hat BISHOP hohe Ähnlichkeiten nachgewiesen. Erst nach Fertigstellung dieser Arbeit wurde uns die Arbeit von P.A. WITT (Factor Structure of Leisure Behavior for High School Age Youth in Three Communities. In: *Journal of Leisure Research*, Vol. 3, S. 213—219, 1971) bekannt, die zu Ergebnissen kommt, die denen von BISHOP vergleichbar sind. Deshalb müssen weitere Analysen zu Klarheit führen. Dabei könnte unter Umständen eine Typenanalyse — also eine Klassifikation der Personengruppen — gute Dienste erweisen, da eine Faktorisierung der Freizeitmerkmale in diesen Gruppen dann zu ‚Freizeitsyndromen‘ führen könnte. Solche Daten würden jedenfalls u. E. einen nicht unwesentlichen Beitrag zur Freizeitforschung darstellen.

#### Literaturverzeichnis

- BISHOP, D. W., *Stability of the Factor Structure of Leisure Behavior: Analysis of Four Communities*. In: *J., Leisure Res.* 1970, 2 (3), 160—170.
- FISCHER, G. & ROPPERT, J., *Bemerkungen zu einem Verfahren der Transformationsanalyse*. *Arch. ges. Psychol.* 1964, 116, 98—100.
- FÜRNRATT, E., *Zur Bestimmung der Anzahl interpretierbarer Faktoren psychologischer Daten*. *Diagnostica* 1969, 15, 62—75.
- GEBHARDT, F., *Über die Ähnlichkeit von Faktorenmatrizen*. *Psychol. Beitr.* 1968, 10, 591—599.
- ÜBERLA, K., *Faktorenanalyse*. Berlin-Heidelberg-New York: Springer 1968.
- SIXTL, F., *Faktoreninvarianz und Faktoreninterpretation* *Psychol. Beitr.* 1967, 10, 99—110.
- SCHMITZ-SCHERZER, R., *Sozialpsychologie der Freizeit*. In: *Freizeit 70*. Essen 1971.

## Anhang

Tabelle 1.1A. Numerierung der Freizeitbeschäftigungen aus der Analyse von BISHOP, die in unseren Faktorstrukturvergleich eingingen

1. Fernsehen	13. Golf spielen
2. Bücherlesen	14. Radfahren
3. Zeichnen oder Malen	15. Camping
4. Theater spielen	16. Trampeln
5. Volkshochschule	17. Jagen
6. Besuche von Sportveranstaltungen	18. Angeln
7. Kinobesuche	19. Boot fahren
8. Bowling	20. Autofahren
9. Tanzen gehen	21. Am Strand oder am See schwimmen
10. Schwimmen	22. Ski fahren
11. Picnic machen	23. Eis-Skating
12. Tennis spielen	

Tabelle 1.2A. Ergebnis des Faktorstrukturvergleiches der Faktorenanalysen von BISHOP

Stichproben- vergleich	Globale Ähnlichkeit der Faktor- strukturen	Ähnlichkeit der Faktoren			Ähnlichkeit der Variablen im Faktorenraum nicht gegeben für die Variablen*				
		I	II	III	1	10	15	9	11
I mit II	0.87	0.92	0.81	0.90	1	10	15		
I mit III	0.92	0.91	0.92	0.93	9	11			
I mit IV	0.90	0.88	0.90	0.91	7	8	10		
II mit III	0.85	0.87	0.85	0.82	1	3	9	10	15 17
II mit IV	0.87	0.90	0.80	0.91	3	4	8	15	
III mit IV	0.87	0.79	0.93	0.88	8	9	11	20	

\* Ähnliche Lagen nehmen folgende Variablen im Faktorenraum bei allen Vergleichen ein: 2, 5, 6, 12, 13, 14, 16, 18, 19, 21, 22, 23.

Tabelle 3.1A

1 Variablen	2	3	4	5	6	7	8
1							1
2 0.04000							2
3 0.02000	0.01000						3
4 0.02000	-0.06000	0.06000					4
5 0.05000	0.04000	0.07000	-0.23000				5
6 0.05000	-0.02000	0.08000	-0.02000	0.05000			6
7 0.05000	0.04000	0.04000	-0.01000	0.11000	0.01000		7
8 0.20000	0.13000	0.09000	-0.09000	0.09000	0.12000	-0.04000	8
1	2	3	4	5	6	7	

Korrelationsmatrix 1

Tabelle 3.2 A

	1	2	3	4	5	6	7	8
Variablen								
1								1
2	-0.23000							2
3	0.04000	-0.15000						3
4	-0.31000	0.02000	-0.01000					4
5	0.18000	-0.08000	0.08000	-0.12000				5
6	0.04000	-0.20000	0.17000	-0.20000	0.00000			6
7	0.38000	-0.10000	0.08000	-0.32000	0.10000	0.17000		7
8	0.23000	-0.10000	0.02000	-0.22000	0.12000	0.12000	0.10000	8
	1	2	3	4	5	6	7	8

Korrelationsmatrix 2

Tabelle 3.3 A

	1	2	3	4	5	6	7	8
Variablen								
1								1
2	-0.02000							2
3	0.03000	0.22000						3
4	-0.02000	-0.21000	-0.06000					4
5	0.13000	0.03000	0.13000	-0.28000				5
6	-0.02000	0.04000	0.09000	0.00000	0.04000			6
7	-0.03000	0.02000	0.10000	-0.01000	-0.11000	-0.03000		7
8	-0.10000	0.19000	0.06000	0.09000	0.05000	0.04000	-0.06000	8
	1	2	3	4	5	6	7	8

Korrelationsmatrix 3

Tabelle 3.4 A

	1	2	3	4	5	6	7	8
Variablen								
1								1
2	0.00000							2
3	0.12000	0.14000						3
4	0.04000	0.05000	0.02000					4
5	0.05000	-0.02000	0.10000	-0.15000				5
6	-0.05000	0.06000	0.13000	0.04000	0.09000			6
7	-0.02000	0.19000	0.12000	0.05000	0.05000	0.02000		7
8	0.30000	0.09000	0.19000	-0.02000	0.14000	0.18000	-0.02000	8
	1	2	3	4	5	6	7	8

Korrelationsmatrix 4

Tabelle 4.1 A

	1	2	3	4	5	6	$h^2$
1	0.2806	-0.2698	-0.0631	0.2224	0.2249	-0.0651	0.2598
2	0.2032	-0.0382	0.0673	0.1882	-0.3109	-0.0278	0.1801
3	0.1446	-0.1480	-0.2698	-0.2614	-0.1371	-0.0452	0.2048
4	-0.3662	-0.4114	-0.2292	0.0194	-0.0218	-0.0876	0.3644
5	0.4355	0.3179	-0.1772	-0.0658	0.0585	-0.1522	0.3530
6	0.1758	-0.1066	-0.0676	-0.1790	0.0829	0.1789	0.1178
7	0.1102	0.1146	-0.3701	0.2217	-0.0447	0.1481	0.2353
8	0.5264	-0.3383	0.1689	-0.0381	-0.0441	0.0321	0.4245

Unrotierte Faktorenmatrix 1

Tabelle 4.2 A

	1	2	3	4	5	6	$h^2$
1	0.6877	-0.2756	-0.2815	0.0579	-0.1040	0.6467	0.6465
2	-0.3381	-0.3692	0.3860	0.0147	0.1288	0.1425	0.4367
3	0.1639	0.3081	-0.0808	0.0689	0.2730	0.0861	0.2150
4	-0.5545	0.1535	-0.3553	0.0936	-0.0038	0.1809	0.4988
5	0.2499	-0.0719	-0.1329	-0.1482	0.3244	-0.0864	0.2199
6	0.3530	0.5256	0.2803	-0.0085	-0.0719	0.0418	0.4864
7	0.5662	-0.0996	0.1192	0.3352	0.0490	0.0680	0.4614
8	0.3621	-0.0326	0.0197	-0.3978	-0.0420	0.1608	0.3184

Unrotierte Faktorenmatrix 2

Tabelle 4.3 A

	1	2	3	4	5	6	$h^2$
1	0.0804	-0.1921	0.0858	0.2093	-0.2833	-0.0576	0.1781
2	0.4594	0.4081	-0.1534	-0.1140	-0.2109	0.0238	0.4592
3	0.3511	0.2669	-0.00573	0.4095	0.0655	0.0290	0.3706
4	-0.6254	0.3080	0.2394	0.2310	-0.0737	-0.0150	0.6023
5	0.4930	-0.2667	0.3726	0.1119	0.0725	-0.0777	0.4768
6	0.0844	0.0927	0.0773	0.0838	0.1001	0.2740	0.1138
7	-0.0198	0.0833	-0.3237	0.1697	0.1424	-0.1858	0.1957
8	0.1172	0.4450	0.3142	-0.1927	0.0788	-0.1226	0.3689

Unrotierte Faktorenmatrix 3

Tabelle 4.4 A

	1	2	3	4	5	$h^2$
1	0.4485	0.3945	0.2623	-0.0213	-0.1418	0.4461
2	0.1935	-0.3213	0.2221	-0.0710	0.1700	0.2239
3	0.3720	-0.1736	0.0626	-0.0696	-0.0443	0.1792
4	0.0021	-0.1044	0.2926	0.2843	-0.1326	0.1949
5	0.2560	-0.0096	-0.3082	-0.3029	-0.1295	0.2691
6	0.3121	-0.3164	-0.3004	0.3119	-0.0991	0.3949
7	0.1106	-0.3666	0.2206	-0.2376	-0.0831	0.2587
8	0.6531	0.1405	-0.0556	0.0844	0.1849	0.4907

Unrotierte Faktorenmatrix 4

Tabelle 4.5 A

Eigenwert	Var. Pr. Einzeln in % der GV
0.7848	35.4729
0.5054	22.8453
0.3353	15.1530
0.2405	10.8715
0.1808	8.1701
0.0929	1.1975

Ergebnis der 6. Interaktion

Tabelle 4.6 A

Faktor	Eigenwert	Var. Pr. Einzeln in % der GV
1	1.5604	45.6425
2	0.6231	18.2268
3	0.4717	13.7974
4	0.3097	9.0595
5	0.2165	6.3328
6	0.1043	3.0515

Ergebnis der 6. Interaktion

Tabelle 4.7 A

Faktor	Eigenwert	Var. Pr. Einzeln in % der GV
1	0.9962	35.5380
2	0.6541	23.3351
3	0.4398	15.6892
4	0.3633	12.9608
5	0.1763	6.2874
6	0.1356	4.8371

Ergebnis der 6. Interaktion

Tabelle 4.8 A

Faktor	Eigenwert	Var. Pr. Einzeln in % der GV
1	0.9787	38.4524
2	0.5543	21.7769
3	0.4447	17.4718
4	0.3438	13.5057
5	0.1362	5.3522

Ergebnis der 6. Interaktion

Tabelle 4.9 A

	Anzahl der zusichernden Faktoren			
	2-4	2-4	2-4	2-4
1. Faustregelkriterium	2-4	2-4	2-4	2-4
2. Eigenwertkriterium	0	1	1	0
3. Differenzkriterium	2	3	2	4
4. Varianzanteilkriterium	2	3	3	3
5. Burt-Test-Kriterium	sichert alle möglichen Faktoren			
6. Fürntrattkriterium	2	2-3	2	2-3

Extraktionskriterien und deren Erfüllung durch die 4 Analysen

Tabelle 4.10 A. *Rotierte Faktoren-Matrix für zwei Faktoren*

	$b^2$		
Variable 1	0.3889×	-0.0165	0.15
Variable 2	0.1776× +	0.1059	0.04
Variable 3	0.2064× +	-0.0152	0.04
Variable 4	-0.0022	-0.5508×	0.30
Variable 5	0.1160	0.5266×	0.24
Variable 6	0.2023× +	0.0365	0.04
Variable 7	0.0068	0.1588	0.03
Variable 8	0.6185×	0.0948× +	0.39

Tabelle 4.11 A. *Rotierte Faktoren-Matrix für zwei Faktoren*

	$b^2$		
Variable 1	0.7402×	0.0323	0.55
Variable 2	-0.1559	-0.4757×	0.25
Variable 3	0.0224	0.3483× +	0.12
Variable 4	-0.5685×	-0.0886	0.33
Variable 5	0.2573× +	0.0375	0.07
Variable 6	0.1051	0.6244×	0.40
Variable 7	0.5569×	0.1426	0.33
Variable 8	0.3434× +	0.1195	0.13

Tabelle 4.12 A. *Rotierte Faktoren-Matrix für zwei Faktoren*

	$b^2$		
Variable 1	0.1910× +	-0.0830	0.04
Variable 2	0.0492	0.6125×	0.38
Variable 3	0.0687	0.4356× +	0.19
Variable 4	-0.6646×	-0.2105	0.49
Variable 5	0.5404×	0.1487	0.31
Variable 6	-0.0032	0.1253× +	0.02
Variable 7	-0.0719× +	0.0464	0.01
Variable 8	-0.2234	0.4023×	0.21

Tabelle 4.13 A. *Rotierte Faktoren-Matrix für zwei Faktoren*

			$b^2$
Variable 1	0.5441 ×	0.2465	0.36
Variable 2	0.0913	-0.3638 × +	0.14
Variable 3	0.3052 × +	-0.2746	0.17
Variable 4	-0.0285	-0.1005 × +	0.01
Variable 5	0.2421 × +	-0.0839	0.07
Variable 6	0.2062	-0.3937 × +	0.20
Variable 7	-0.0012	-0.3829 × +	0.15
Variable 8	0.6657 ×	-0.0562	0.45

× =  $\frac{a^2}{b^2} \geq 0.50$

+ =  $b^2 \geq 0.20$

Tabelle 5.1 A

	I	II	III	IV
I				
II	3, 4, 6, 8			
III	2, 3, 4, 5, 6, 8	4, 5		
IV	1, 7, 8	1, 3, 5, 6, 8	2, 3, 6, 7	

Ähnlichkeiten der Variablen im Faktorenräum im Vergleich der Stichproben. Die angegebenen Zahlen kennzeichnen die Variablennummern.