

Prädiktionskoeffizienten in der Konfigurationsfrequenzanalyse (Phi-Prädizienten)

W. FUNKE¹, J. FUNKE² und G. A. LIENERT³

Zusammenfassung, Summary, Résumé

Zur Prüfung der Bedeutsamkeit von Prädiktor-Prädikanden-Kombinationen im Rahmen einer Prädiktions-KFA werden drei Phi-Koeffizienten als Maße der praktischen Bedeutsamkeit vorgestellt: (a) der Phi-Prädizient, der die durch typologische Merkmale bedingte Varianz des Prädikanden angibt, (b) der Phi-Diskriminant, der die Bedeutsamkeit einer einzelnen ausgewählten Konfiguration im Vergleich zu den restlichen Konfigurationen prüft, sowie (c) der Phi-Assozient, der die durch eine Konfiguration und deren Komplement erklärte Varianz im Prädikanden bezeichnet. An einem klinischen Beispiel aus dem Bereich der Alkoholismusforschung wird die jeweilige Vorgehensweise demonstriert. Bemerkungen zur statistischen Überprüfung der genannten Koeffizienten, zu deren Teststärke sowie zu deren Anwendungsindikation schließen die Arbeit ab.

Prediction-coefficients in configural frequency analysis (Phi-predicents)

Three Phi-coefficients are presented for testing the practical significance in the context of prediction-CFA (configural frequency analysis): (a) the so called Phi-predicent, which measures the variance of the dependent variable as defined by typological features of the predictors, (b) the so called Phi-discriminant, which checks the relative importance of a single configuration in respect to the remaining ones, and (c) the so called Phi-associant, which describes the explained variance determined by a special configuration and its complement. The computational procedures are demonstrated by data from a study on the diagnosis of alcoholism. Comments on statistical tests of the presented coefficients, their power and their applicability are given.

Coéfficients de prédiction dans l'AFC (analyse des fréquences de configuration)

Trois coéfficients de corrélation phi sont présentés afin d'éprouver la signification pratique dans le cadre d'une prédiction AFC.

(a) le phi-prédicteur qui mesure la variance de la variable dépendante définie par des caractéristiques typologiques des prédicteurs.

- 1 Dipl.-Psych. Wilma Funke, Fachklinik Bad Tönnsstein, D-5470 Andernach 14.
- 2 Dr. Joachim Funke, Psychologisches Institut, Universität Bonn, Römerstr. 164, D-5300 Bonn 1.
- 3 Prof. Drs. Gustav A. Lienert, Institut für Psychologie, Universität Erlangen-Nürnberg, Regensburger Str. 160, D-8500 Nürnberg.

(b) le phi-discriminateur qui vérifie la prépondérance relative à une configuration isolée en comparaison avec les configurations restantes,

(c) le phi-associé qui indique la variance expliquée déterminée par une configuration spéciale et son complément. Le procédé est démontré à l'aide des données d'une étude sur le diagnostic de l'alcoolisme. L'étude se termine par des remarques faites concernant la vérification statistique des coéfficients cités, leur valeur et leur champ d'application.

(W. Lohr/M. C. Oguey)

Fragestellung

Die Prädiktions-Konfigurationsfrequenzanalyse (P-KFA; KRAUTH und LIENERT 1975) benutzt nur inferenzstatistisch definierte Prädiktionsstatistiken, wie die χ^2 -Komponente

$$\chi^2 = (f - e)^2 / e, \quad (1)$$

wobei f die beobachtete und e die unter H_0 erwartete Frequenz eines ausgewählten Feldes der Prädiktionsmatrix bezeichnet. Bei großem N sind nun u.U. viele Prädiktor-Prädikanden-Kombinationen via (1) signifikant und es stellt sich die Frage nach deren klinischer bzw. diagnostischer Bedeutsamkeit.

Phi-Prädizienten

Ein einfaches Maß der praktischen Bedeutsamkeit von Prädiktions-Typen kann vom Maß (1) der statistischen Bedeutsamkeit direkt abgeleitet werden, da χ^2 und der bekannte Pearson-Koeffizient ϕ^2 durch die Beziehung

$$\phi^2 = \chi^2 / N \quad (2)$$

algebraisch verknüpft sind. Diese Verknüpfung impliziert, daß der Prädiktionskoeffizient eines Prädiktions-Typs durch

$$\phi = (f - e) / \sqrt{Ne} \quad (3)$$

definiert werden kann. Zu interpretieren ist der in (3) angegebene *Phi-Prädizient* über (2) als jener Teil der Varianz des Prädikanden, der durch die Prädiktoren ‚typologisch‘ erklärt werden kann. COHEN (1977², S. 223) verwendet ϕ übrigens bei 2x2-Tafeln für die Schätzung der Effektstärke w in der Population.

Nachfolgend wird an einem Beispiel der Mitautoren (FUNKE und FUNKE 1984) der Nutzen eines Phi-Prädizienten für die P-KFA illustriert. Ferner werden Alternativen zum Phi-Prädizienten konzipiert und diskutiert.

Ein klinisches Beispiel

Die deutsche Version des „Alcohol Use Inventory“ (WANBERG, HORN und FOSTER 1977; KELLER und SCHELLER 1981) wurde N = 692 Alkoholikern zur Selbstbeurteilung vorgegeben. Die vier Subskalen des AUI (Faktoren zweiter Ordnung) bezeichnen:

- Skala A: positive Auswirkungen des Trinkens (Motive),
- Skala B: zwanghaftes, andauerndes Trinken (Stile),
- Skala C: Angst als Ursache und Auswirkung von Trinken,
- Skala D: Beeinträchtigung und Schädigung durch Trinken (Symptome).

Hohe Skalenausprägungen sollen mit hohen Ausprägungen des zu messenden Merkmals korrespondieren. Die vier Subskalen sind psychometrisch voneinander unabhängig und zeigen zufriedenstellende skalenspezifische Kennwerte in den Itemanalysen (vgl. KELLER, FUNKE, KLEIN und SCHELLER 1983). Von WANBERG et al. wurde der Wert GAS („general alcoholism score“) als grobe Einschätzung der Alkoholismusgefährdung vorgeschlagen. Es handelt sich hierbei um den Summenwert über 41 varianzträchtige Items aus den Faktoren erster und zweiter Ordnung im AUI.

Als Prädizienten werden im folgenden die Skalen A bis D angesehen, als Prädikand die trichotomisierten Ausprägungen des GAS. Nach median-naher Dichotomisierung der vier Skalen A bis D entstand die Prädiktionsmatrix der Tabelle 1.

Die Phi-Prädizienten der Tabelle 1 wurden nicht via (3), sondern als Binomialäquivalente der χ^2 -Komponenten wie folgt berechnet:

$$\phi = (f - e) / \sqrt{Ne - e^2} \quad (4)$$

Für $f(++++) = 112$ mit $N = 692$ und $e = 123 \cdot 237 / 692 = 42.126$ ergibt sich der in Tabelle 1 verzeichnete Prädizient $\phi = 69.874 / 165.458 = 0.4223$; er besagt, daß das Skalenmuster (++++) zu $\phi^2 = 17.8\%$ die Ausprägung „hoch“ des Prädikanden GAS („general alcoholism score“) bestimmt. Sind mit GAS(+) die schweren Alkoholiker gemeint, dann läßt die Skalenkonfiguration (++++) des AUI auf schweren Alkoholismus des betreffenden

Tabelle 1

Prädiktionsmatrix mit den vier dichotomisierten Prädiktoren A, B, C und D (= Sekundärskalen des AUI) sowie dem trichotomisierten Prädikanden GAS. Es werden ϕ -Koeffizienten (ϕ und ϕ^2) und Frequenzen (f) für N = 692 Alkoholiker angegeben.

Prädiktorenkonfiguration				Stufen des Prädikanden (GAS)						
				+		0		-		Summe
A	B	C	D	f	ϕ / ϕ^2	f	ϕ / ϕ^2	f	ϕ / ϕ^2	
+	+	+	+	112	.4223/.1783	11	-.1909/.0364	0	-.2412/.0582	123
+	+	+	-	13	-.0107/.0001	24	.0988/.0098	4	-.0935/.0087	41
+	+	-	+	8	-.0196/.0004	17	.0889/.0079	3	-.0736/.0054	28
+	+	-	-	0	-.1119/.0125	15	.0816/.0066	10	.0312/.0009	25
+	-	+	+	33	.1431/.0205	16	-.0161/.0003	2	-.1333/.0178	51
+	-	+	-	6	-.0634/.0040	25	.1466/.0215	3	-.0888/.0079	34
+	-	-	+	8	-.0235/.0005	17	.0831/.0069	4	-.0635/.0040	29
+	-	-	-	0	-.1526/.0233	15	-.0098/.0000	31	.1708/.0292	46
-	+	+	+	27	.1926/.0321	4	-.0792/.0063	0	-.1185/.0140	31
-	+	+	-	6	-.0574/.0033	25	.1591/.0253	1	-.1083/.0117	32
-	+	-	+	2	-.0605/.0036	14	.1268/.0161	1	-.0708/.0050	17
-	+	-	-	1	-.1337/.0179	14	-.0028/.0000	26	.1435/.0206	41
-	-	+	+	16	.1038/.0108	8	-.0047/.0000	0	-.1041/.0108	24
-	-	+	-	3	-.0814/.0066	17	.0889/.0079	8	-.0086/.0000	28
-	-	-	+	1	-.1062/.0113	12	.0276/.0007	15	.0824/.0068	28
-	-	-	-	1	-.2383/.0568	7	-.2032/.0413	106	.4649/.2162	114
Summe				237		241		214		692

den Pb schließen. Analog sind die übrigen Prädizienten (mit positivem) und Antiprädizienten (mit negativem Vorzeichen) in Tabelle 1 zu interpretieren.

Statt der Phi-Koeffizienten können zur Prädiktion auch die bei KRAUTH und LIENERT (1973) definierten Pränanzkoeffizienten oder der bei KRAUTH und LIENERT (1984) angegebene Koeffizient benutzt werden, doch sind beide nicht im Sinne von Determinationskoeffizienten zu interpretieren.

Phi-Diskriminenten

Faßt der Untersucher des Beispiels in Tabelle 1 die Prädiktionstypen und die korrespondierenden Antitypen zu einem Diskriminanztyp zusammen (vgl. KRAUTH und LIENERT 1973, Kap. 6), dann resultiert für das Skalenmuster (++++) die 2x3-Feldertafel von Tabelle 2.

Tabelle 2
Diskriminantenanalyse für das Skalenmuster (++++)

A B C D	GAS			Summe
	+	0	-	
++++	a = 112	11	b = 0	A = 123
andere	c = 125	230	d = 214	B = 569
Summe	C = 237	241	D = 214	N = 692

Der Prädiktionstyp der Skalenkonfiguration (++++) in Tabelle 1 für die Polarstufen GAS(+) und GAS(-) des Prädikanden kann wiederum durch einen Phi-Koeffizienten (*Phi-Diskriminenten*) ausgedrückt werden. Diesmal ist KIMBALLs (1954; vgl. LIENERT 1978², S. 514 f.) partieller Assoziationskoeffizient nach

$$\phi = (ad - bc) / \sqrt{ABCD(C+D)/N} \tag{5}$$

zu berechnen, wobei die Symbole wie in Tabelle 2 definiert sind. Die Rechnung ergibt $\phi = +0,498$, was einem Bestimmtheitsgrad von $\phi^2 = 0.248$ entspricht.

Der Phi-Diskriminent ändert sich ein wenig, wenn man - wie bei Nullfeldern geboten - ein stetigkeitskorrigiertes Phi nach

$$\phi = (lad - bcI - N/2) / \sqrt{ABCD(C+D)/N} \tag{6}$$

berechnet und ihm das Vorzeichen $\text{sgn}(ad - bc)$ beigibt. Während (5) mit (4) korrespondiert, entspricht (6) einem Phi nach (4), worin f durch $f-1/2$ bei einem Prädiktionstyp und f durch $f+1/2$ bei einem Prädiktionsantityp ersetzt wird.

Der Phi-Diskriminent $\phi(++++/+) = 0.498$ aus Tabelle 2 ist so zu interpretieren, daß das Skalenmuster (++++) mit GAS(+) assoziiert und zu-

gleich von GAS(-) dissoziiert ist, wobei der Grad von Assoziation und Dissoziation durch ϕ^2 definiert ist.

Phi-Assozienten

Betrachtet der Untersucher nicht nur ein einziges Muster, wie (++++), sondern zwei komplementäre Muster, wie (+++-) und (----+) und deren Diskriminenten GAS(+) und GAS(-), dann resultiert aus Tabelle 1 die 3x3-Feldertafel der Tabelle 3.

Tabelle 3
Assozientenanalyse für das komplementäre Musterpaar (++++-, ----+)

A B C D	GAS			Summe
	+	0	-	
+++ -	a = 13	24	b = 4	A = 41
Rest	223	205	195	623
---- +	c = 1	12	d = 15	B = 28
Summe	C = 237	241	D = 214	N = 692

Die partielle Assoziation sensu KIMBALL (1954) zwischen den komplementären Skalenmustern (+++-, ----+) einerseits und den Polarstufen GAS(+) und GAS(-) andererseits ist in der χ^2 -Notation von LIENERT und NETTER (1984) definiert durch den Phi-Koeffizienten (*Phi-Assozienten*)

$$\phi = [B(Da - Cb) - A(Dc - Cd)] / \sqrt{ABCD(A+B)(C+D)}, \tag{7}$$

wobei die Symbole wie in Tabelle 3 vereinbart sind. Man beachte, daß im Zähler von (7) die Großbuchstaben (Zeilen- und Spaltensummen) deszendieren, die Kleinbuchstaben (Felderfrequenzen) aszendieren (welche Beachtung als Mnemotechnikum dienen kann).

Setzt man die Daten von Tabelle 3 in Formel (7) ein, so resultiert ein $\phi = 188333/1346061.25 = +0.14$ als Phi-Assozient, d.h. $\phi^2 = 0.14^2 = 2\%$ der Varianz des GAS sind durch das Komplementärmusterpaar (+++-, ----+) aufgeklärt worden. Zu interpretieren ist der Phi-Asso-

zient von +0.14 dahin, daß das Skalenmuster (+++-) eher mit GAS(+), das Skalenmuster (----+) eher mit GAS(-) einhergeht. Der Terminus ‚eher‘ meint genau $2\% + 98\%/2 = 51\%$ zu 49% gegenüber einer Zufallswahrscheinlichkeit von 50 zu 50. Für die klinische Diagnostik ist dieses Musterpaar offenbar ungeeignet. Bestgeeignet hingegen ist das Musterpaar (++++, ----) mit einem Phi-Assozienten von $\phi = +0.66$ und damit einer aufgeklärten Varianz von 44%, wie man sich durch Nachrechnen (oder durch Inspektion von Tabelle 1) überzeugen kann. Die „Treffer“-genauigkeit für den GAS(+/-) aufgrund der Kenntnis des Musterpaares (++++, ----) beträgt damit 72 zu 28.

Prädiktionskoeffizienten-Indikation

In den vorgängigen Abschnitten wurden 3 Prädiktionskoeffizienten (Prädizient, Diskriminant und Assozient) als Maße der praktischen Signifikanz im Rahmen einer P-KFA vorgestellt. Wann soll nun welcher Koeffizient verwendet werden?

Der *Prädizient* ist immer dann bestindiziert, wenn es um die Auffindung von Prädiktionstypen und deren klinischer Relevanz geht, wie dies in der P-KFA intendiert wird (vgl. HEILMANN, LIENERT und MALY 1979).

Der *Diskriminant* ist dann bestindiziert, wenn eine Unterscheidung zwischen 2 dichotomen (oder – wie hier – extremalen) Stufen eines ordinalen Prädikanden (wie gesund–krank, geeignet–ungeeignet) bei einer (und nur einer) ausgewählten Konfiguration mehrerer Prädiktoren angestrebt wird.

Der *Assozient* ist dann bestindiziert, wenn nicht nur das ausgewählte Muster, sondern auch sein Komplement zwischen den zwei Stufen eines Prädikanden unterscheidet bzw. unterscheiden sollte. Für genau zwei Stufen ist (7) durch (5) zu ersetzen mit $C+D = A+B$, wenn statt der 3×3 -Tafel in Tabelle 3 eine 3×2 -Tafel analog auszuwerten ist.

Zwecks konfigurationaler Validierung (LIENERT 1971, vgl. KRAUTH 1983) der vier Testskalen in Tabelle 1 nach dem Kriterium „Gesamtscore GAS“ benutzt man am besten die Zeilensummen des Gesamt- χ^2 , wie sie sich aus Formel (1) ergeben; sie entsprechen der χ^2 -Komponentenmethode der k-Stichproben-KFA ebenso wie die Diskriminanten jener einer 2-Stichproben-KFA entsprechen. Phi-Diskriminanten berechnet man nach $\phi^2 = \chi^2/N$ gemäß Formel (3).

Grundsätzlich ist der Assozient nicht auf Paare komplementärer Skalenmuster beschränkt, sondern für alle möglichen Paare sinnvoll, wenn theoretische Argumente oder empirische Evidenz dafür sprechen, daß der

eine Paarling mit einer, der andere mit einer anderen Prädikandenstufe verknüpft ist. Ohne solche Hypothesen sollten nur komplementäre Muster gepaart und komplementäre Kriteriumsstufen zugeordnet werden.

Signifikanztests für Prädiktionskoeffizienten

Oben wurde davon ausgegangen, daß Prädiktionskoeffizienten vom Typ des Phi statistisch signifikant sein müssen, um als praktisch signifikant, als klinisch bedeutsam zu gelten. Ohne eine Signifikanzannahme kann die Signifikanz eines jeden der aufgeführten Phi-Koeffizienten nach $\chi^2 = N\phi^2$ mit 1 Fg beurteilt werden.

Werden alle möglichen Phi-Koeffizienten berechnet, so sind die einzelnen χ^2 -Tests nach einer Bonferroni-adjustierten χ^2 -Schranke anzugleichen: Die Zahl „r“ der Prädizienten in Tabelle 1 beträgt $r = 2^4 * 3 = 48$, die Zahl der Diskriminanten $r = 2^4 = 16$ und die Zahl der Assozienten $r = 2^4/2 = 2^{4-1} = 8$. Ohne jegliche Hypothesen über Voraussagen von GAS-Klassen durch Skalenmuster ist mithin die Assozientenanalyse am wirksamsten und die Prädizientenanalyse am wenigsten wirksam. Andererseits ist die Prädizienten-Interpretation am eindeutigsten und die Assozientenanalyse am problematischsten, worauf nachfolgend näher einzugehen ist.

Zulässigkeit von Prädiktionskoeffizienten

Die Prädizienten-Analyse berücksichtigt alle möglichen Kontingenzen zwischen Prädiktoren und Prädikanden (hier: Kriterium GAS) wie auch alle möglichen Kontingenzstrukturen innerhalb der Prädiktoren. Die Assozientenanalyse hingegen berücksichtigt nur parametrische Zusammenhänge wie Double-Assoziationen und keine hyperparametrischen (transparametrischen) Zusammenhänge wie Tripel- oder Quadrupel-Assoziationen zwischen den fünf Skalen (A, B, C, D, GAS) in Tabelle 1. Die Diskriminantenanalyse berücksichtigt zwar transparametrische Assoziationen innerhalb der vier Skalen (A, B, C, D), läßt aber nur monotone Zusammenhänge zwischen Skalenmustern und GAS-Stufen in Tabelle 1 zu, während sie bitone Zusammenhänge (wie f_0 -Typen bei f_+ und f_- -Antitypen aut vice versa) nicht erfaßt.

Aus dem Gesagten ergibt sich, daß die Prädizientenanalyse stets uneingeschränkt zugelassen ist, während die auf dem Konzept der Punktsymmetrie (vgl. LIENERT 1978², S. 903) basierende Assozientenanalyse (mit Komplementärmusterpaaren) nur Doubleassoziationen zwischen den vier Skalen zuläßt. Zeigen sich auch signifikante Tripel- oder Qua-

drupelassozierten in einer Assoziationsstrukturanalyse (wie bei FUNKE und FUNKE 1984), dann ist eine Assozientenanalyse kontraindiziert. Ob eine Diskriminantenanalyse zulässig ist, ergibt sich für Tabelle 1 aus dem χ^2 -Test:

$$\begin{aligned}\chi^2(\text{Rest}) &= \chi^2(\text{Gesamt}) - \chi^2(\text{Monoton}) \text{ mit} & (8) \\ \text{Fg}(\text{Rest}) &= \text{Fg}(\text{Gesamt}) - \text{Fg}(\text{Monoton})\end{aligned}$$

Das Gesamt- χ^2 in (8) ist das Unabhängigkeits- χ^2 der Tabelle 1 mit $\chi^2 = 1602.98$ aus Tabelle 5 der Arbeit von FUNKE und FUNKE (1984); das Monotonie- χ^2 in (8) ist die Summe der Polarstufen-Komponenten und beträgt $\chi^2 = 716.56 + 856.01 = 1572.57$; die Rest-Komponente ergibt sich zu $\chi^2 = 30.41$, wie bei FUNKE und FUNKE (1984, Tabelle 5) nachzulesen ist. Die Freiheitsgrade betragen $\text{Fg}(\text{Rest}) = 30 - 15 = 15$ für diesen Test, der damit bei einem akzeptierten α -Risiko von $\alpha = 0.01$ die Monotoniehypothesen nicht zu widerlegen gestattet.

Nach obigen Überlegungen sind für Tabelle 1 nur Prädizienten- und Diskriminantenanalyse, nicht aber Assozientenanalyse als Interpretationsmittel zugelassen. Man beachte, daß der Test (8) als heuristische Entscheidungshilfe zur Beantwortung der Frage dient, ob eine Diskriminantenanalyse als Verschärfung der Prädizientenanalyse auch formalstatistisch zugelassen ist. Analog entscheidet eine heuristische ASA, ob eine in Aussicht genommene Assozientenanalyse zugelassen wird.

Eine Diskriminantenanalyse ist anstelle einer Prädizientenanalyse immer zugelassen, wenn der Prädikant nur zwei Abstufungen (+, -) aufweist. Bei mehr als drei Abstufungen (wie ++ + o -- als Schulnoten-Ratings) oder bei Nominalskalierung des Prädikanden (wie nach Diagnosen) sollte auf eine Diskriminantenanalyse verzichtet werden.

Vergleichende Ergebnis-Interpretation der Prädiktions-KFA

Die Inspektion der Phi-Koeffizienten in Tabelle 1 zeigt wie erwartet, daß Einschränkungen gemacht werden müssen bezüglich der klinisch-praktischen Bedeutsamkeit von Prädiktionstypen für den GAS, wie sie in FUNKE und FUNKE (1984) vorgeschlagen werden.

Bewertet man die angegebenen Phi-Koeffizienten etwa anhand der von COHEN (1977²) vorgeschlagenen Einteilung in „small“, „medium“ und „large effects“ mit $r = 3$ und der damit verbundenen Anpassung von w , so findet sich zwar eine Reihe von kleinen Effekten ($w = .10; 0.071 \leq \phi_{\text{krit}} \leq 0.211$; vgl. COHEN 1977², S. 222). Jedoch zeigen sich im Sinne von COHEN große Effekte mit $w \geq 0.50$ und $\phi_{\text{krit}} \geq 0.354$ nur für die

beiden Konfigurationen „++++“ und „----“ für hohe bzw. niedrige GAS-Ausprägung, sowie mittlere Effekte für diese beiden Konfigurationen bezüglich der jeweilig entgegengesetzten Kategorie des GAS.

Die Hypothese, daß mit dem GAS eine grobe Einschätzskala für die allgemeine Beeinträchtigung durch alkoholismusspezifische Symptome zur Verfügung gestellt wird (vgl. WANBERG, HORN und FOSTER 1977), läßt sich damit durch die vorliegenden Ergebnisse stützen. Dabei muß jedoch beachtet werden, daß der Bewertung der praktischen Bedeutsamkeit von Zusammenhängen in jeweils verschiedenen Kontexten unterschiedliche, je subjektive Kriterien zugrunde liegen. Weiterführende, auch für die Therapieindikation relevante Aussagen sind jedoch allein aufgrund der GAS-Ausprägungen nicht zu treffen. So sollte für differentialdiagnostische Fragestellungen in jedem Fall wenigstens die feinere Aufschlüsselung in die symptombereichsspezifischen Skalen A bis D gewählt werden.

Literatur

- Cohen, J.: Statistical power analysis for the behavioral sciences. New York: Academic Press, 1977².
- Funke, W. und J. Funke: Merkmalskonfigurationen für die Sekundärskalen des „Alcohol Use Inventory“ (AUI) bei Problemtrinkern. Zeitschrift für Klinische Psychologie, Psychopathologie und Psychotherapie (zur Veröffentlichung eingereicht).
- Heilmann, W. R., Lienert, G. A. und V. Maly: Prediction models in configural frequency analysis. Biometrical Journal, 21, 1979, 79–86.
- Keller, W. und R. Scheller: Deutsche Übersetzung des „Alcohol Use Inventory“ von Wanberg, Horn & Foster (1977). Unveröffentlichte Forschungsversion. Trier: Fachbereich I – Psychologie – der Universität Trier (Photodruck), 1981.
- Keller, W., Funke, J., Klein, M. und R. Scheller: Erste Erfahrungen mit einer deutschsprachigen Version des „Alcohol Use Inventory“ (AUI). Trierer Psychologische Berichte, 10, Heft 8, 1983.
- Kimball, A. W.: Short-cut formulae for the exact partition of χ^2 in contingency tables. Biometrics, 10, 1954, 452–458.
- Krauth, J.: Typenanalyse, In: Bredenkamp, J. und H. Feger (Hrsg.): Strukturierung und Reduzierung von Daten. (= Enzyklopädie der Psychologie, Serie I: Forschungsmethoden der Psychologie, Band I). Göttingen: Hogrefe, 1983, 440–496.
- Krauth, J. und G. A. Lienert: Die Konfigurationsfrequenzanalyse (KFA) und ihre Anwendung in Psychologie und Medizin. Freiburg: Alber, 1973.
- Krauth, J. und G. A. Lienert: Konfigurationsfrequenzanalytische Auswertung von Verlaufskurven, In: Tack, W. H. (Hrsg.): Bericht über den 29. Kongreß der Deutschen Gesellschaft für Psychologie in Salzburg 1974. Göttingen: Hogrefe, 1975, 402–404.

- Krauth, J. and G. A. Lienert: Basic concepts and applications of configural frequency analysis. *Psychologzhur Journal*, 5, 1984, 26–34. (Artikel in russischer Sprache).
- Lienert, G. A.: Die Konfigurationsfrequenzanalyse: I. Ein neuer Weg zu Typen und Syndromen. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 19, 1971, 99–115.
- Lienert, G. A.: Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik. Band 2. Meisenheim: Hain, 1978².
- Lienert, G. A. und P. Netter: Aktivationsverläufe von Katecholaminen bei Hyper- und Normotonikern. *Psychologische Beiträge* 26, 1984, 1–22.
- Wanberg, K. W., Horn, J. L. and F. M. Foster: A differential assessment model for alcoholism. The scales of the Alcohol Use Inventory. *Journal of Studies on Alcohol*, 38, 1977, 512–543.