Ein Ansatz zur Konstruktion inferenzstatistisch verwertbarer Indices

Rothe, Günter

Ein Ansatz zur Konstruktion inferenzstatistisch verwertbarer Indices

Günter Rothe

ZUMA-Arbeitsbericht Nr. 88/08

Zentrum für Umfragen, Methoden und
Analysen e.V. (ZUMA)
Postfach 125969
D-6800 Mannheim 1

Seit Juli 1983 sind die ZUMA-Arbeitsberichte in zwei Reihen aufgeteilt:

Die **ZUMA-Arbeitsberichte** (neue Folge) haben eine hausinterne Begutachtung durchlaufen und werden von Geschäftsführenden Direktor zusammen mit den übrigen Wissenschaftlichen Leitern herausgegeben. Die Berichte dieser Reihe sind zur allgemeinen Weitergabe nach außen bestimmt.

Die **ZUMA-Technischen Berichte** dienen zur hausinternen Kommunikation bzw. zur Unterrichtung externer Kooperatonspartner. Sie sind nicht zur allgemeinen Weitergabe nach außen bestimmt.

Ein Ansatz zur Konstruktion inferenzstatistisch verwertbarer Indices

G. Rothe

I. Einleitende Bemerkungen

Indices werden in der Datenanalyse in der Regel dazu benutzt, um komplexe Daten zusammenzufassen und aus der in ihnen enthaltenen Information den für die aktuelle Fragestellung wesentlichen Aspekt in einer eindimensionalen Größe darzustellen. Ein Index stellt dann in der Regel eine Kenngröße dar, dessen Abweichung von einer Referenzsituation für die Deskription der Daten genutzt wird. Hierbei sind Indices zu unterscheiden, die etwa ein Charakteristikum der Gesamtpopulation darstellen (wie dies etwa beim Preisindex als Kenngröße der Lebenskostensteigerung in der Bundesrepublik der Fall ist) oder nur einer Teilpopulation (der Boustedt-Größenklassen-Index kann als Maßzahl für die Agglomeration auch als Kovariable einer in dieser Region lebenden Person genutzt werden; in der Soziometrie werden Strukturkennwerte wie Gruppenintegration oder Kohäsion zum Vergleich etwa von Schulklassen herangezogen) oder gar jeder einzelnen Einheit der untersuchten Population (der Intelligenzquotient als Funktion der Ausprägungen verschiedener Testaufgaben kann so als Index interpretiert werden). Eine inferenzstatistische Auswertung derartiger Größen erfolgt jedoch in den seltensten Fällen; dies hängt vorwiegend damit zusammen, daß das Ausmaß der Abweichung von der angesprochenen Referenzsituation in den seltensten Fällen statistisch handhabbar präzisiert werden kann. Im vorliegenden Papier gehen wir von der Überlegung aus, daß dagegen oft eine derartige Referenzsituation in Form einer statistischen Hypothese formuliert werden kann. Der Index selbst wäre dann quasi eine Testgröße und mäße den Grad der Abweichung von einer geeignet formulierten Hypothese. Es ist die Zielsetzung der vorliegenden Arbeit, für derartige Situationen einen Ansatz zur Behandlung der Problematik vorzuschlagen. Sie beinhaltet ein Konzept zur Konstruktion von Indices als p-Werte für Tests auf Vorliegen der Referenzsituation in statistisch verwertbarer Form. Hierzu gehört insbesondere auch ein generelles Verfahren zur expliziten Berechnung eines derartigen Index sowie die Diskussion von Beispielen zur methodischen Durchführung. Das Konzept wird in dieser Arbeit anhand einer konkreten Fragestellung aus einer sozialwissenschaftlichen Erhebung demonstriert, anschließend werden jedoch auch weitere Situationen angesprochen, in denen das vorgeschlagene Konzept hilfreich sein kann.

II. Problemstellung

Die in dieser Arbeit aufgegriffene Fragestellung ergab sich im Rahmen einer von ZUMA durchgeführten Projektbetreuung (Projekt-Nr.8509, Kurztitel "Ausländer Hessen"). Ziele des Projekts sowie Art der Erhebung sind an anderer Stelle detailliert dokumentiert (Flade und Guder, 1988), sodaß wir uns hier bei der nun folgenden Beschreibung nur auf die für die vorliegende Arbeit wesentlichen Aspekte konzentrieren.

Ziel des Projektes war es, Kenntnisse über das Ausmaß und die Art der Integration bzw. Segregation von Ausländern zu gewinnen. Das Interesse der Erhebung konzentrierte sich dabei nur auf diejenigen hessischen Gemeinden, die ohnehin ein großen Ausländeranteil in ihrer Einwohnerzahl aufweisen, sowie darüberhinaus speziell auf die dort am stärksten vertretenen Ausländergruppen, nämlich auf türkische und italienische Staatsangehörige. Es wurden Expertenbefragungen durchgeführt, zum Teil unter Verwendung schriflicher Fragebögen, zum Teil durch offene, an Leitfäden orientierte mündliche Interviews. Hierbei wurden in denjenigen 16 hessischen Gemeinden mit dem größten Ausländeranteil unter anderem Verteter der Kommunalpolitik bzw. der Kommunen (z.B. der jeweilige Ausländerbeauftragte), des Jugendamtes und der Kirchen, der Wohnungsämter und Wohnungsbaugesellschaften sowie der Schulen und Schulbehörden befragt. Bei der Befragung von Lehrern wurden diese u.a. insbesondere um einen Klassenspiegel der von ihnen betreuten Schulklassen und Angaben über Geschlecht und Nationalität der Schüler in der Klasse gebeten. Nach Abschluß der Untersuchungen lagen schließlich 28 Klassenspiegel in Form einer Skizze von Bänken und Sitzplätzen vor mit Angaben über die Nationalität der einzelnen Schülern (klassifiziert in "deutsche", "türkische", "italienische" und "sonstige ausländische Schüler") sowie über das Geschlecht; dieses jedoch war nur im Falle der türkischen und der italienischen Schüler auf alle Bögen vermerkt. Als Beispiel ist ein derartiger Klassenspiegel in Abb.1 wiedergegeben.[1]

Eine Fragestellung liegt nun auf der Hand: Eine geringe Integration ausländischer Kinder könnte sich auch bei der Auswahl der Sitzplätze widerspiegeln, es ließe sich somit untersuchen, ob sich in den Klassenspiegeln Klumpungsstrukturen innerhalb von Nationalitäten oder gar Geschlechter bestimmter Nationalitäten auffinden lassen. Ist dagegen zu vermuten, daß der Lehrer von sich aus bei extremer Klumpung eingreift und die Sitzplatzvergabe steuert, so wäre mit einer auffälligen Heterogenität der Verteilung zu rechnen.

Das Ziel der vorliegenden Arbeit ist es, einen statistischen Ansatz zur Beantwortung dieser Fragestellung bereitzustellen. Hierbei liegt allerdings, wie bereits erwähnt, das Schwergewicht auf

----

1 Im Original sind türkische bzw. italienische Kinder rot bzw. blau gekennzeichnet; die Buchstaben T bzw. I wurden zur Identifizierbarkeit im vorliegenden Druck nachträglich eingefügt.

der methodischen Vorgehensweise, d.h. die Fragestellung wird genutzt, um den intendierten Ansatz exemplarisch an ihr zu beschreiben.

III.Datenmaterial und Speicherung

Für die folgenden Ausführungen wurden ausschließlich die von den Lehrern erstellten Klassenspiegel zugrundegelegt. Die Lehrer wurden gebeten, einen Klassenspiegel anzufertigen und an den Plätzen jeweils zu vermerken, ob es sich um deutsche, türkische, italienische onder sonstige ausländische Schüler handelt und bei den türkischen und italienischen Kindern auch noch das Geschlecht anzugeben. Dabei wurden den Lehrern zur "Vereinfachung" bereits vorgefertigte Bögen mit verschioedenen Sitzplatzstrukturen angeboten, die dann jeweils nur ausgewählt und der tatsächlichen Sitzplatzstruktur angepaßt werden sollten. Es stellte sich jedoch während der Untersuchung heraus, daß die räumliche Verteilung der Tische und Stühle in den Klassenräumen dermaßen unterschiedlich ausfiel, daß häufig diese vorgefertigten Pläne nicht (oder nur nach drastischer Veränderung mit Schere und Leim) benutzt werden konnten. Dies hatte zur Folge, daß keine vollständige Maßstabstreue erreicht werden konnte, da in der Regel der Klassenspiegel vom Lehrer vollständig oder zumindest teilweise aus der freien Hand auf das Papier gebracht wurde. Einige Lehrer markierten nur die Tische, sodaß nicht mehr zu erkennen war, auf welcher Seite des Tisches sich ein Sitzplatz befand. Ferner waren einige Markierung unverständlich, auf einem Fragebogen etwa wurde ein türkisches Kind mit dem Buchstaben D und ein italienisches mit H markiert (es ist zu vermuten, daß der Lehrer "im Eifer des Gefechts" einfach den Anfangsbuchstaben des Vornamens angegeben hat). Die meisten dieser Unklarheiten konnten nach Durchsicht der anderen Unterlagen richtiggestellt werden; eine Nachfrage direkt an der Schule war nicht mehr möglich, da die Klassen in der damaligenden Form zum Zeitpunkt der Auswertung nicht mehr existierten.

Zur Speicherung der in diesen Klassenspiegeln enthaltenen Informationen wurde auf einer Overhead-Folie ein Koordinatensystem aufgetragen. Diese Folie wurde auf jeden einzelnen Klassenspiegel aufgelegt und die x- und y-Koordinaten jedes Sitzplatzes sowie ein Code für die jeweilige Populationszugehörigkeit des Sitzplatzinhabers abgespeichert. Bei der Vergabe des Codes wurde folgendes Schema verwendet:

(D) Deutsche
(TJ) Türkische Jungen
(TM) Türkische Mädchen
(IJ) Italienische Jungen
(IM) Italienische Mädchen
(S) Sonstige Ausländer

In den beiden Klassen, bei denen nur die Tisch- aber nicht die Sitzplätze markiert waren, wurden deren Koordinaten verwendet, in den beiden oben angesprochnen Fällen, in denen eine Zuordnung zum Geschlecht nicht möglich war, wurde im Hinblick auf die vorgesehenen Analysen einfach eine zufällige Zuordnung durchgeführt, um nicht vollständig auf die Informationen dieses Klassenspiegels verzichten zu müssen. Es ist nicht zu erwarten, daß hierdurch die Ergebnisse verfälscht werden. Auf diese Weise standen schließlich für 27 Klassenspiegel jeweils dreispaltige Datenmatrizen zur Verfügung, in der jede Zeile jeweils einen Schüler repräsentierte.

IV. Indexkonstruktion

In diesem Abschnitt soll nun die intendierte Indexkonstruktion durchgeführt werden. Wir betrachten hierzu im folgenden <u>eine</u> beliebige, aber fest vorgegebene Klasse, deren Schüler wir der Einfachheit halber mit 1,...,n durchnumerieren. Zu jedem Platz in dieser Klasse liegt gemäß der Beschreibung im vorigen Abschnitt folgende Dateninformation vor:

(1) die relative Lage des Sitzplatzes in Form der x- und der y-Achse bezüglich des künstlichen Koordinatensystems
(2) der Code der Teilpopulation, der das Kind, das diesen Platz eingenommen hat, angehört.

Bei der folgenden Berechnung wurden ausschließlich die Abstände der Plätze zueinander berücksichtigt. Im wesentlichen sind die Informationen, die hierdurch verlorengehen, irrelevant, da die Lage des Koordinatensytems willkürlich war[2]. Ignoriert wird dabei allerdings die Lage des Lehrerpults und damit die Information, ob der Sitzplatz "vorne" oder "hinten" lag; da der Lehrerplatz in vielen Fällen nicht eingezeichnet war, wurde auf auf eine Berücksichtigung verzichtet. Darüberhinaus betrachten wir nun eine fest vorgegebene Subgruppe M der Schüler dieser Klasse (d.h. M ist eine Teilmenge von $\{1,...,n\}$). Eine derartige Subgruppe kann zum Beispiel die Gruppe der türkischen Jungen oder aber auch aller türkischen Schüler in dieser Klasse sein. Die Matrix $D = (d_{ij})$ ist die beobachtete Distanzmatrix, d_{ij} bezeichnet also den räumlichen Abstand zwischen Schüler i und Schüler j.

Als ersten naiven Ansatz betrachten wir nun das folgende "Heterogenitätsmaß"

$$H_u(M) = \Sigma_{i \,\varepsilon\, M} \Sigma_{j \,\varepsilon\, M} \; d_{ij} \; ,$$

d.h. die Summe der räumlichen Abstände zwischen allen Schülern, die der vorgegebenen Subgruppe angehören. In der Tat sieht man leicht ein, daß niedrige Werte von $H_u(M)$ für eine starke Klumpung der Gruppe sprechen, hohe Werte dagegen ein Indiz dafür sind, daß die Schüler dieser Gruppe auffällig weit auseinandersitzen. Das Problem besteht nun in einer Quantifizierung der in der Tat ja

----

2 Mathematisch exakte Begründung: Die Matrix der Abstände ist eine Maximalinvariante bzgl. der Gruppe der Bewegungen in der Ebene.

nur relativen Begriffe "hoch" und "niedrig"; sie sind in Beziehung zu setzen zu allen prinzipiell denkbaren Sitzplatzverteilungen : Es sind insgesamt $\binom{n}{m}=n!/(m!(n-m)!)$[3] Kombinationen möglich, wie die m Schüler der Gruppe M auf die n zur Verfügung stehenen Sitzplätze verteilt werden können.

Aus diesem Grunde bietet sich als der eigentliche Index, der diese Relativität berücksichtigt, die relative Häufigkeit derjenigen Sitzplatzkombinationen an, die ihrerseits ein höchstens ebensogroßes Heterogenitätsmaß wie die tatsächlich realisierte Verteilung liefern würden:

$$I_u(M) = \binom{n}{m}^{-1} . \#\{L \subset \{1,...,n\} \mid \#L=m \text{ und } H_u(L) \leq H_u(M)\}.$$

Hierbei bezeichne jeweils #A die Anzahl der Elemente einer Menge A.

Es ist darauf hinzuweisen, daß dieses Konstruktionskonzept natürlich nicht auf das oben beschriebene Heterogenitätsmaß beschränkt zu bleiben braucht. Auch andere Heterogenitäten erscheinen sinnvoll, die analog auf eine Anteilsgröße relativiert werden können. Die Größe H_u etwa hat den Nachteil, daß sie erst einen Sinn ergibt, wenn m mindestens 2 beträgt; die "Klumpung" des Komplements von M wird von H_u überhaupt nicht berücksichtigt. Dies leistet dagegen etwa die Größe

$$H_b(M) = \Sigma_{\substack{i\in M \\ j\in M}} d_{ij} + \Sigma_{\substack{i\notin M \\ j\notin M}} d_{ij} - \Sigma_{\substack{i\notin M \\ j\in M}} d_{ij} - \Sigma_{\substack{i\in M \\ j\notin M}} d_{ij} ,$$

die simultan alle Abstände berücksicht und bei der niedrige Werte auftreten, wenn die Gruppe und/oder die nicht zur Gruppe gehörigen nahe beieinandersitzen, dagegen aber zwischen Gruppen- und Nicht-Gruppen-Angehörigen vorwiegend große Distanzen auftreten.

----

3 k! = 1.2.....k

Wir werden im folgenden beide Größen betrachten und dabei $H_u(M)$ als "unilaterale" und $H_b(M)$ als "bilaterale Heterogenität" bezeichnen.

Völlig analog zu $I_u(M)$ läßt sich auch der Index $I_b(M)$ konstruieren, diese Größen werden im folgenden natürlicherweise ."unilateraler und bilateraler (Heterogenitäts)-Index" genannt.

Die hier vorgeschlagenen Indextransformationen haben nun in der Tat einige Vorteile: Die Größen sind zunächst maßstabsinvariant, d.h. der Index hängt nicht etwa von der Größe des Blattes ab, auf dem der Klassenspiegel aufgetragen ist. Er ist damit zwar auch nicht in der Lage, auf absolute Distanzen zu reagieren (man könnte sich ja etwa vorstellen, daß sich "Isolation" aller Schüler untereinander dadurch manifestiert, daß sie innerhalb des durch den Klassenraum vorgegebenen Platz besonders weit auseinandersitzen, während andere Klassen enger zusammenrücken); Informationen hierüber lagen aber in dieser speziellen Datensituation ohnehin nicht vor. Weiterhin liegen sämtliche Indexwerte im Einheitsintervall [0,1], ein Vergleich zwischen verschiedenen Klassen ist auf diese Weise schon deskriptiv problemlos möglich.

Wesentlich sind jedoch statistische Eigenschaften der Indices: Nimmt man etwa an, daß es keine durch die Gruppenzugehörigkeit vorgegebenen Präferenzen bei der Sitzplatzauswahl gibt, so könnte man z.B.davon ausgehen, daß die Verteilung der m Gruppenangehörigen auf die n zur Verfügung stehenden Sitzplätze rein zufällig erfolgt; in diesem Fall kann der tatsächlich beobachtete Index als nahezu gleichverteilt auf dem Einheitsintervall angesehen werden. Damit kann der realisierte Index interpretiert werden als p-Wert (bzw. (1-p)-Wert) eines Tests auf zufällige Platzaufteilung (H_o) gegen starke Klumpung (H_1) (bzw. starke Heterogenität ($\bar{H}_1$)). Auf diese Weise lassen sich die Indices für verschiedene Klassen nun miteinander vergleichen bzw. für eine gemeinsame Analyse miteinander kombinieren.[4]

V. Technische Durchführung der Indexberechnung

Bei der Berechnung des Index allerdings steckt der Teufel im Detail. Dies soll anhand eines konkreten Beispiels erläutert werden: In der Klasse von Abb.1 befinden sich 16 Deutsche, 3 türk. Jungen, 2 türk. Mädchen, 1 ital. Junge, 2 ital. Mädchen sowie 4 sonstige ausl. Schüler. Will man für alle Gruppen und ggf. auch noch für Zusammenfassungen die Indices berechnen, so sind insgesamt

$$28!/(16!.3!.2!.1!.2!.4!)=25298731458000 \approx 2,5.10^{13}$$

effektiv verschiedene Sitzplatzzuteilungen zu berücksichtigen; dies ist eine Größenordnung, bei der auch bereits größere Rechner einen unvertretbaren Aufwand an CPU-Zeit zur Bestimmung der exakten Indices benötigen würden.

Aus diesem Grunde kann in der Regel der Index $I_u(M)$ bzw. $I_b(M)$ nicht explizit berechnet werden. Als Ansatz bietet sich an, die Größe jeweils unter Verwendung einer Monte-Carlo-Studie ihrerseits zu schätzen. Diese Prozedur soll im folgenden detailliert beschrieben werden:

----

4 Prinzipiell ist die Verteilung der Heterogenität diskret und nicht stetig, damit auch die Verteilung des Index: Ihre Verteilungsfunktion ist geringfügig kleiner als die der Gleichverteilung auf [0,1], weicht von ihr aber höchstens um soviel ab, wie der maximale Anteil derjenigen Sitzplatzkombinationen mit gleicher Heterogenität beträgt. Diese Größe kann im vorliegenden Fall vernachlässigt werden.

Für jede einzelne Klasse sind folgende Größen fest vorgegeben:

(1) Die Klassengröße n

(2) Die Distanzmatrix d_{ij}

(3) Eine Teilmenge M von $\{1,...,n\}$, die die interessierende Subgruppe beschreibt.

Darüberhinaus ist eine Größe N für den Umfang der Monte-Carlo-Simulation festzulegen.

Die Indexschätzung läuft danach folgendermaßen ab:

Schritt 1a: Generiere eine (neue) zufällige Numerierung der Sitzplätze der Klasse.

Schritt 1b: Berechne $H_u(M)$ und $H_b(M)$ für diese Numerierung.

Schritt 1c: Speichere die so bestimmten Heterogenitätsmaße.

Schritt 2: Führe die Schritte 1a - 1c insgesamt N-mal durch.

Schritt 3: Schätze die tatsächlichen Heterogenitätsindices $I_u(M)$ und $I_b(M)$ durch die Anteile $\hat{I}_u(M)$ und $\hat{I}_b(M)$ derjenigen in Schritt 1 generierten Heterogenitätsmaße, die mindestens ebensogroß waren wie das tatsächliche Heterogenitätsmaß für diese Gruppe.

Die Größe $N.\hat{I}(M)$ ist dann bekanntlich (siehe z.B. Feller (1966), S.37) jeweils binomialverteilt mit den Parametern N und I(M), somit ist $\hat{I}(M)$ erwartungstreu für I(M) mit einer Varianz von unter $1/(4.N)$, d.h. bei einer Wahl von N=1000 beträgt die Standardabweicheung der Schätzung weniger als 0.0158.

VI.Realisierung und Ergebnisse

Das in den letzten Abschnitten beschriebene Verfahren zur Konstruktion von Indices wurde an den vorliegenden Daten unter Nutzung der statistischen Programmiersprache GAUSS durchgeführt. Bei der technischen Realisierung von Schritt 1 wurde zunächst eine zufällige Numerierung der Plätze durch die Konstruktion einer zufälligen Permutation von (1,...,n) erreicht. Diese wiederum ließ sich erzeugen, indem zunächst ein n-dimensionaler Zufallsvektor mit unabhängigen, auf [0,1] gleichverteilten Komponenten generiert wurde und hiervon der Rangvektor konstruiert wurde. Beide Operationen sind in GAUSS implementiert (RNDU und RANKTIE).

In jedem Monte-Carlo-Schritt wurden gleichzeitig die unilaterale und die bilaterale Heterogenität für alle 8 interessierenden Teilpopulationen D, TJ, TM, T, IJ, IM, I und S bestimmt und abgespeichert. In denjenigen Klassen, in denen eine der Populationen leer war, wurden die Heterogenitäten hierfür automatisch auf 0 gesetzt. Man beachte, daß die unilaterale Heterogenität ebenfalls 0 ist, sofern die jeweilige Population in der Klasse nur einelementig ist. In beiden Fällen führt dann die Schätzung des jeweiligen Index automatisch zum Wert 1, der bei der statistischen Analyse allerdings als "fehlender Wert" interpretiert werden sollte.

Für jede Population und jeden Indextyp wurden somit maximal 27 Werte generiert. Im Falle, daß diesen Werten in allen Fällen zufällige Sitzplatzverteilungen zugrundegelegen haben, können wir aufgrund der vorherigen Überlegungen davon ausgehen, daß diese Werte einer Stichprobe aus unabhängigen, auf [0,1] gleichverteilten Zufallsgrößen entstammen. Abweichungen hiervon durch die Monte-Carlo-Studie und die Nichtstetigkeit der Heterogenitätsverteilung können vernachlässigt werden.

In Abb.2 und 3 sind die auf diese Weise gewonnen realisierten Indices wiedergegeben. Optisch ist kaum eine Abweichung von der Gleichverteilungsannahme festzustellen, sieht man einmal von den auffällig kleinen Werten des unilateralen Index bei den italieni schen Mädchen ab, der aber bei der Multiplizität der Daten insgesamt auch noch Zufall sein kann. Will man dies genau überprüfen, muß man für jeden der einzelnen Indices einen geeigneten statistischen Test auf Gleichverteilung durchführen und bei der Wahl des Signifikanzniveaus berücksichtigen, daß gleichzeitige 16 Indices getestet werden (etwa mit der klassischen Bonferroni-Methode bzw. der Verbesserung durch Holm (1979)). Derartige Goodness-of-fit-Tests wurden beim vorliegenden Datensatz durchgeführt; es wurde jeweils der Kolmogorov-Smirnov-Einstichprobentest auf Vorliegen einer Gleichverteilung durchgeführt. In Tab.1 ist angegeben, zu welchem Niveau die Hypothese der Gleichverteilung jeweils hätte abgelehnt werden können, hätte es sich um einen Einzeltest gehandelt. Nach einer Adjustierung gemäß Holm (1987) kann jedoch selbst zum globalen Niveau von 10% keine der Einzelhypothesen mehr abgelehnt werden; d.h. insbesondere die auffällige Klumpung bei den italienischen Mädchen ist nicht so extrem, als daß sie nicht durch eine rein zufällige Häufung erklärbar wäre.

Tab.1: Größenordnungen von Signifikanzniveaus bei Anwendung des Kolmogorov-Smirnov-Einstichprobentests auf Gleichverteilung der Heterogenitätsindices:

Gruppe	D	TJ	TM	T	IJ	IM	I	S
bilateraler Index	-	-	**	o	-	*	**	-
unilateraler Index	-	-	*	-	-	***	o	-

Hierbei bedeuten:

*** ≙ $p<0.01$ o ≙ $0.10 \le p<0.20$

** ≙ $0.01 \le p<0.05$

* ≙ $0.05 \le p<0.10$ - ≙ $0.20 \le p$

Wir wollen den vorliegenden Abschnitt nicht beschließen, ohne vor einem Fehlschluß zu warnen, dem man leicht unterliegen kann: Es ist ja zum Beispiel naheliegend, die Indexpaare "unilateraler" und "bilateraler Index" einmal gemeinsam zu betrachten: Das Punktepaar $(I_u(M), I_b(M))$ liegt ja im Einheitsquadrat, obwohl jedoch diese Indices so konstruiert sind, daß sie unter Annahme zufälliger Platzzuteilungen jeder einzelne für sich auf dem Einheitsintervall gleichverteilt sind, muß die bivariate Größe $(I_u(M), I_b(M))$ nicht unbedingt auf dem Einheitsquadrat gleichverteiltsein. Eine derartige gemeinsame Betrachtung wurde im vorliegenden Fall durchgeführt, um zu untersuchen, ob sich in der gemeinsamen Verteilung Auffälligkeiten finden, die sich durch zufällige Sitzplatzzuordnung nicht erklären lassen. Betrachtet man die bivariaten Verteilungen der Indexpaare jeweils für die bisher untersuchten Teilpopulationen (Abb. 4 - 11), so fällt auf, daß bei den deutschen Schülern die Wertepaare vorwiegend in Nähe der Diagonalen (0,0)-(1,1) liegen, während praktisch bei allen anderen (Ausländer-)Gruppen die Werte in der Nähe der Nebendiagonalen (1,0)-(0,1) sowie teilweise noch in der Nähe von (0,0) liegen. Es erhob sich die Frage, ob dies ein (in den Randverteilungen nicht beobachtbarer) Effekt der Eigenschaft "Ausländer" ist oder ob es sich dabei um einen Artefakt handelt, der sich aus rein theoretischen Ursachen ableiten läßt: In die hypothetische Verteilung der Punktwolke geht ja insbesondere auch ein, wie groß der Anteil der einzelnen untersuchten Gruppe am jeweiligen Klassenumfang ist; da natürlich in der Regel die deutschen Schüler in der Mehrheit sind, könnte es einfach auch darauf zurückführbar sein. Man beachte nochmals, daß ja durch die spezielle Konstruktion der Indices zwar (unter Gleichverteilung der Sitzplätze) eine Gleichverteilung der einzelnen Indices, aber nicht notwendig eine gemeinsame Gleichverteilung beider Indices auf dem Einheitsquadrat erzwungen wird! Die Durchführung eines statistischen Tests zur Überprüfung der Hypothese "Zufällige Zuordnung der Sitzplätze" ist hierbei allerdings wesentlich komplizierter als im eindimensionalen Fall, da die Verteilung des Testgröße des zweidimensionalen Kolmogorov-Smirnov-Tests erst explizit berechnet bzw. wiederum durch eine Monte-Carlo-Studie geschätzt werden müßte.

Um das Problem zu veranschaulichen, haben wir versucht, uns von der hypothetischen Situation ein optisches Bild zu machen. Hierzu wurde noch eine Simulationsstudie durchgeführt: erneut wurden 100mal für jede Klasse eine zufällige Sitzplatzverteilung erzeugt und für die interessierenden Teilpopulationen jeweils die Indexpaare bestimmt. Die aus diesem Zufallsmechnismus resultierenden Häufigkeitsdichten lassen sich nun unter Verwendung des GAUSS-3D-Moduls graphisch darstellen. Wir verzichten an dieser Stelle auf eine präzise, dafür aber umständliche Beschreibung der mathematisch-statistischen Hintergründe, die schließlich zu einer derartigen Häufigkeitsverteilungsschätzung führen. Im wesentlichen entspricht die Höhe eines Gitterpunktes dabei der Zahl der Indexpaare, die in einem der diesen Gitterpunkt tangierendes Quadrates aufgetreten sind. Exemplarisch sind die Häufigkeiten für den Fall der deutschen Schüler in Abb.12 sowie für den Fall der türkischen Jungen in Abb. 13. wiedergegeben. Bei allen anderen (ausländischen) Teilpopulationen ergibt sich im wesentlichen das gleiche Bild wie in Abb. 13. Man beachte dabei, daß die Summe der "Gitterhöhen" entlang einer "Gitterstange" stets gleich sind (eine Folge der Gleichverteilung der Einzelindices)! Die Bilder zeigen somit deutlich den gleichen Struktureffekt wie die tatsächlich realisierten Indexpaare, ein deutlicher Hinweis darauf, daß die Konzentration auf die verschiedenen Hauptdiagonalen tatsächlich nur ein auf die relativen Größen der Gruppen in den Klassen zurückführbarer Artefakt ist. Das Ergebnis scheint somit eher ein Indiz für eine zufällige Verteilung der Sitzplätze zu sein als umgekehrt!

VII. Weitere Anwendungen

Das bisher beschriebene Konzept zur Indexkonstruktion ist natürlich nicht auf das angeführte Beispiel eingeschränkt. Es wurde bereits darauf hingewiesen, daß man prinzipiell Freiheit in der Wahl des Heterogenitätsindex hat; die Qualität der Analyse ist nicht zuletzt abhängig von der geeigneten Wahl des Indexkonzepts. Es muß aber an dieser Stelle klargestellt werden, daß die Wahl eines Index grundsätzlich durch die Fragestellung vorgegeben sein muß und somit im strengen Sinne kein statistisches Problem darstellt. Ziel ist es hier, eine Kenngröße zu entwickeln, die sich statistisch-analytisch weiterverarbeiten läßt. In diesem letzten Abschnitt der Arbeit sollen einige Probleme andiskutiert werden, bei denen sich ebenfalls eine Indexkonstruktion nach dem vorgeschlagenen Konzept anbieten.

Die Erfassung von Gruppenstrukturen - was die obige Analyse prinzipiell ja darstellt - hat in den Sozialwissenschaften eine lange Tradition. Hierzu gehört insbesondere auch die Erstellung von Soziogrammen, wie sie etwa in den fünfziger Jahren von Moreno propagiert wurden (vgl. hierzu Moreno (1967)). Eng damit verknüpft sind Strukturkennwerte und damit verbundene Interpretationen: Wird in einer Gruppe (so die 'übliche' Vorgehensweise bei einer soziometrischen Untersuchung) mit n Mitgliedern eine Befragung durchgeführt, in deren Rahmen sie eine Zahl von "beliebten" anderen Gruppenmitgliedern zu bennenen haben, so werden aus den Antworten verschiedene Kenngrößen zur Beschreibung der sozialen Struktur der Gruppe verwendet, so etwa

(1) die Maximalzahl der Nennungen für eine Person (des "Stars"),
(2) die Anzahl derjenigen, die überhaupt nicht genannt wurden (die "Isolierten") oder
(3) die Anzahl der gegenseitigen Nennungen.

Formuliert man nun sozialpsychlogische Hypothesen, so entstehen Probleme, die mit denen der vorangegebenen Abschnitte durchaus vergleichbar sind: Höhn und Seidel (1976, Abschn. 7.2) sprechen das Problem wie folgt an: "Neben den z.T. komplizierten mathematischen Problemen, die sich hierbei ergeben, stellt sich immer wieder das Grundproblem, welches Zufallsmodell eigentlich zur Überprüfung bestimmter sozialpsychlogischer Hypothesen geeignet ist. Häufig bieten sich nämlich mehrere plausible Modelle an, welcher dann zu verschiedenen Verteilungen führen. Man muß also bei der Interpretation 'signifikanter' Kenndaten im Auge behalten, gegen welches Prüfmodell man getestet hat." (Höhn/Seidel (1976), S.58). Unserer Ansicht nach tritt jedoch dieses Problem bereits bei der Konstruktion der Kenngröße auf, die nämlich zunächst allein ebenfalls noch keine informative Größe darstellt: Ob die Kenngröße "auffällig" ist, hängt von Randbedingungen der Erhebung ab, etwa der Größe der untersuchten Gruppe oder der genauen Fragevorgabe ab (etwa, ob eine feste Zahl von Nennungen vorgegeben war oder nicht). Betrachten wir etwa die bei Höhn und Seidel (1976, S.58 ff) in 'Modell 1' skizzierte Fragestellung, bei der von einer vorgegebenen Zahl von d Nennungen ausgegangen wird, so ist die reine Zufallsauswahl hier die "Referenzsituation"; es bietet sich somit an, bereits gleich einen Index zu konstruieren, der die Abweichung von dieser "Referenzsituation" im gleichen Maße beschreibt wie etwa der Heterogenitätsindex im oben angesprochenen Problem. Die Schwierigkeiten bei der Bestimmung der Verteilung der Kenngrößen unter der Referenzsituation sind mit dem oben skizzierten Konzept der Monte-Carlo-Studio auszuräumen; als geeigneter Index bietet sich somit einfach der p-Wert der Kenngröße unter dem Referenzmodell an. Die explizite Berechnung kann völlig analog verlaufen: Per Zufallsgenerator wird jeder Person der Gruppe eine Teilgruppe vom Umfang D zugeordnet und hiermit die interessierende Kenngröße berechnet. Diese Berechnung wird z.B. 1000-mal durchgeführt und schließlich der Anteil derjenigen simulierten Kenngrößen bestimmt, die die tatsächliche Kenngröße überschreiten. Dies ist ein erwartungstreuer Schätzer für den p-Wert des Tests auf Vorliegen des Zufallsmodells unter Verwendung der interessierenden Kenngröße.

Bei der gleichen Kenngröße ergibt sich dann etwa bei ausschließlich fester Vorgabe der Gesamtzahl aller Nennungen ('Modell 2') ein anderer Index, der aber - wie auch im obigen Beispiel - Vergleiche von Gruppen oder Gruppentypen (z.B. Schulklassen an Gymnasien bzw. Hauptschulen) ermöglicht.

Als weiteres Anwendungsbeispiel ist ferner die Auswertung von solchen Netzwerkstudien zu nennen, wie sie etwa als Grundlagenforschungsprojekt "Egozentrierte Netzwerke" von ZUMA 1986/87 durchgeführt wurde (vgl. hierzu Pfenning und Pfenning(1987) sowie die Berichte in den ZUMA-Nachrichten 20). Bei der Analyse derartiger Daten erweist sich die komplexe Datenstruktur als problematisch: Personen der Stichprobe ("Ego") werden nach Personen gefragt, mit denen sie kommunizieren, Probleme besprechen etc.; über diese Personen ("Altera" bzw. "Netz" von "Ego") werden dann wiederum Daten erhoben. Das Netz einer Person der Stichprobe ist somit eine mengenwertige Variable, deren Elementzahl ebenfalls variabel ist. Analog können die Ausprägungsvektoren der "altera" als Elemente der mengenwertigen Ausprägung "Netz" von "Ego" angesehen werden. Für eine sinnvolle Analyse ist daher die Konstruktion von Kenngrößen eines Netzes und somit eindimensionaler Variablen, die bestimmte Aspekte eines Netzes von "Ego" beschreiben, unerläßlich. Derartige Kenngrößen können allerdings in der Tat recht schwierig zu interpretieren sein. Ein Beispiel sei zur Illustration hier angesprochen, auch wenn Erfahrung mit einem solchen Ansatz bisher noch nicht vorliegen: Es könnte etwa von Interesse sein, inwieweit die Schulbildung bei der Wahl des egozentrierten Netzes eine Rolle spielt. Diese Variable liegt als ordinale Größe mit den "Rängen" (1) kein Schulabschluß, (2) Volks- bzw. Hauptschule, (3) mittl. Reife, (4) Fachabitur und (5) Abitur als Ausprägungen sowohl bei den Personen der Stichprobe als auch bei denen ihrer Netze in der angesprochenen Untersuchung vor. Ziel sei die Konstruktion eines Index, der spezifiziert, wie stark "Ego" die Auswahl seines Netzes an der eigenen Schulbildung orientiert. Naheliegend ist hier etwa die Verwendung des mittleren quadratischen Abstandes der Bildungsränge (i.f. kurz: MQAB) zwischen "Ego" einerseits uns den "Altera" seines Netzes andererseits: Kleine Werte deuten darauf hin, daß "Ego" sein Netz vorwiegend aus Personen mit ähnlicher Schulbildung rekrutiert. Eine Quantifizierung von "klein" fällt hier allerdings recht schwer: Während ein "Ego" mit Abitur theoretisch einen MQAB zwischen 0 und 25 aufweisen kann, hat der MQAB eines "Ego" mit mittlerer Reife nur einen Wertebereich zwischen 0 und 4. Selbst im Falle, daß man sich bei der Untersuchung auf eine Teilpopulation von Personen mit gleicher Schulbildung beschränkt, kann aufgrund der in der Regel unterschiedlichen Netzgrößen nicht von identischen

Verteilungen des MQAB ausgegangen wenden; viele statistische Verfahren, die auf derartigen Annahmen basieren, scheiden damit von vornherein aus.

Auch hier scheint das Konzept des Vergleichs mit einer Referenzverteilung sinnvoll: Nimmt man an, daß "Ego" sein Netz unabhängig von der untersuchten Ausprägung wählt (hier also Schulbildung), so ist dies zu interpretieren als eine Zufallsauswahl der Netzelemente aus der Verteilung μ der Ausprägung in der Grundgesamtheit. Diese ist entweder durch externe Informationen bekannt oder kann etwa durch die Verteilung $\hat{\mu}$ der Ausprägung in der ("Ego"-)-Stichprobe geschätzt werden. Eine sinnvolle Indexausprägung für jedes "Ego" ergäbe sich dann als p-Wert des MQAB unter der Modellannahme, daß die Ausprägungen der zugehörigen "Altera" eine Stichprobe von unabhängigen, identisch gemäß μ (bzw. $\hat{\mu}$) verteilten Zufallsgrößen darstellen. Damit ist wiederum erreicht, daß unter der Hypothese der zufälligen Auswahl die Indices für 'Ähnlichkeit der Schulbildung zwischen "Ego" und Netz von "Ego" ' unabhängig und (nahezu) identisch verteilt sind. Es sollte aber allerdings an dieser Stelle auch nicht verschwiegen werden, daß die Annahme einer identischen Verteilung hier etwas problematischer ist als in unserem obigen Beispiel: In der ZUMA-Studie haben die Netze maximal fünf Elemente, die hierbei auftretenden individuellen MQAB-Verteilungen erlauben somit nur relativ wenige Ausprägungen. Die dadurch auftretenden Abweichungen von der Stetigkeit der Verteilungsfunktion sind daher nicht unbedingt zu vernachlässigen und müssen ggf. bei der Analyse berücksichtigt werden. Es hängt in der Regel von vielen Faktoren ab, ob die Abweichungen von der Gleichverteilung ignoriert werden können oder nicht, insbesondere von der Art der Kenngröße und vom Umfang der Grundpopulation; es muß in jedem Einzelfall untersucht werden, ob hierdurch Schwierigkeiten auftreten können. Für die hier angesprochene Netzwerk-Studie liegen Erfahrungen hinsichtlich dieser Fragestellung bisher nicht vor; es ist jedoch eine Analyse der Daten mit den hier diskutiereten Ansätzen vorgesehen, über die zu gegebener Zeit zu berichten sein wird.

Literatur

Feller,W. (1966). An Introduction to Probability Theory and Its Applications. Vol. II.
New York.

Höhn,E. und Seidel,G. (1976). Das Soziogramm: Die Erfassung von Gruppenstrukturen.
4.Auflage Göttingen, Toronto und Zürich.

Holm, S. (1979). A simple sequentially rejective multiple test procedure.
Scand. Statist. 6, 65-70.

Flade,A. und Guder, R. (1988) Segregation und Integration der Ausländer. Eine Untersuchung der Lebenssituation der Ausländer in hessischen Gemeinden mit hohem Ausländeranteil.
Institut Wohnen und Umwelt, Darmstadt.

Moreno, J.L. (1967). Die Grundlagen der Soziometrie.
2.Aufl. Köln und Opladen.

Pfenning, A. und Pfenning, U. (1987). Egozentrierte Netzwerke: Verschiedene Instrumente - verschiedene Ergebnisse?
ZUMA-Nachrichten **21**, 64-77.

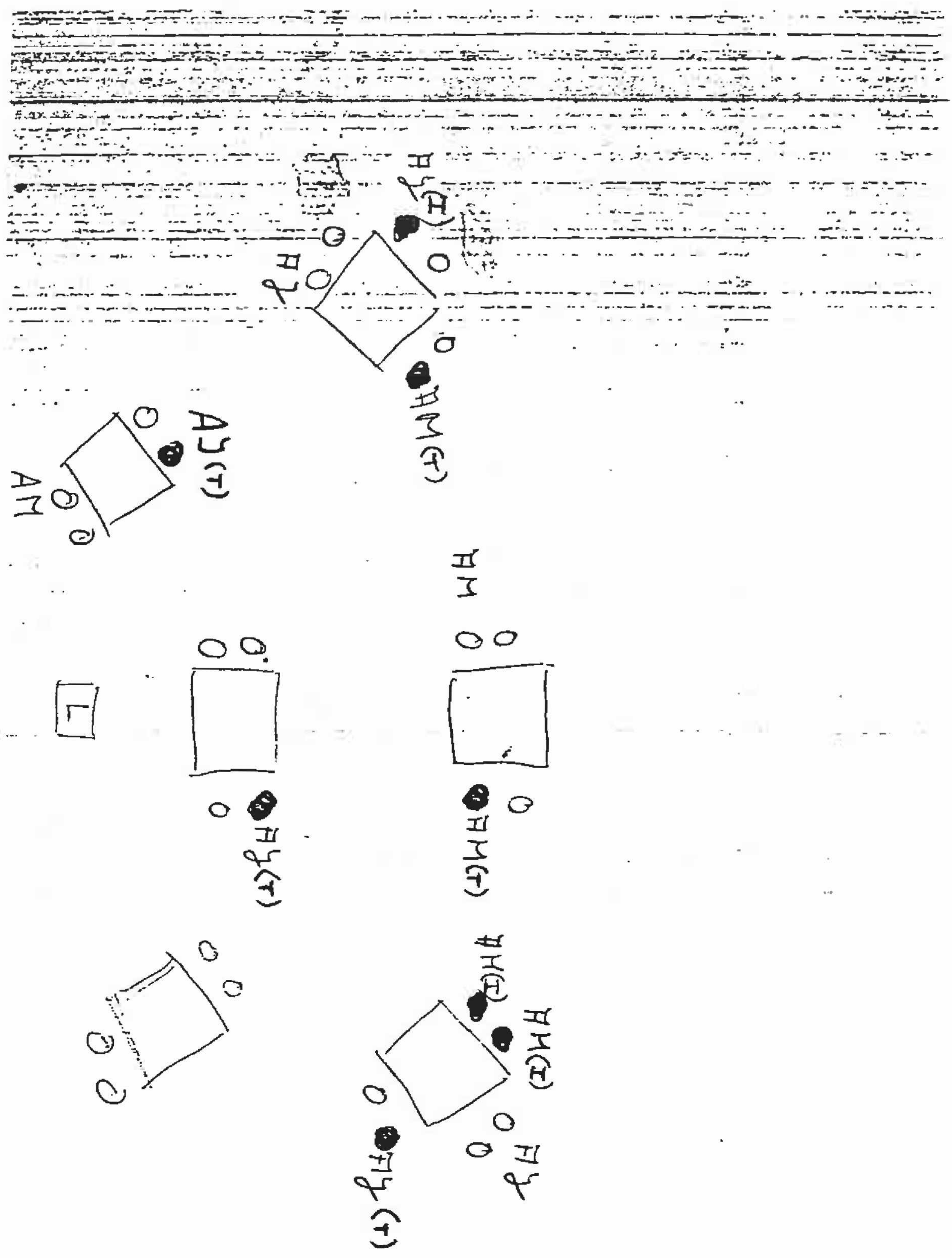


Abb. 1: Beispiel für einen typischen Klassenspiegel. Türkische und italienische Schüler sind im Original farblich gekennzeichnet, sie sind hier nachträglich mit (T) bzw. (I) versehen worden.

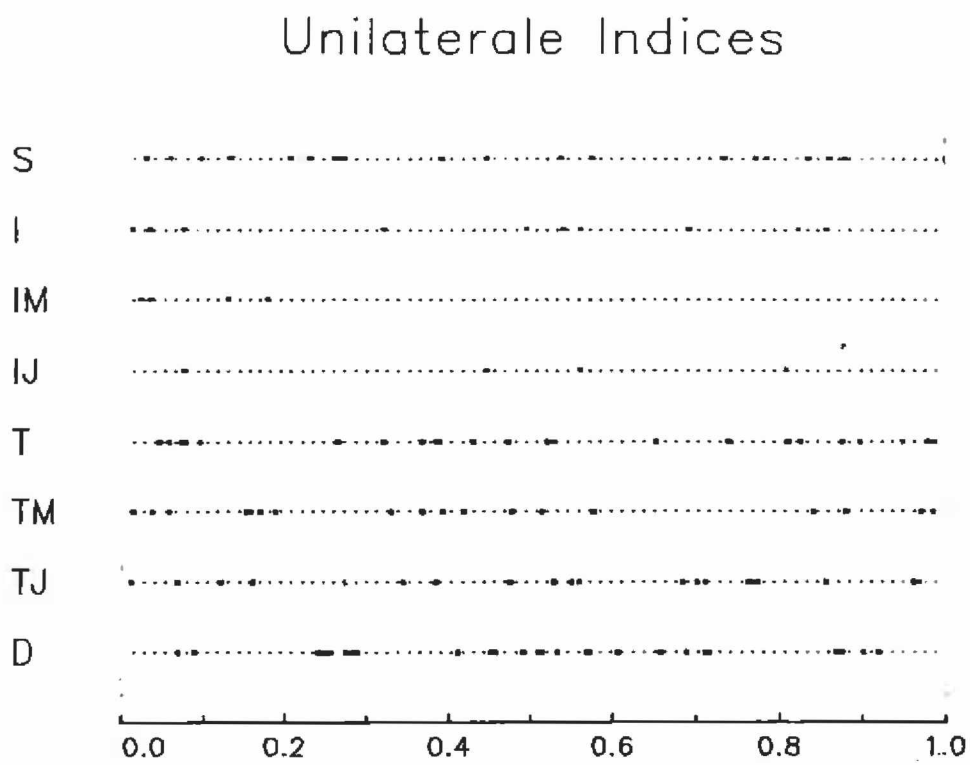


Abb. 2: Verteilungen der unilateralen Indices

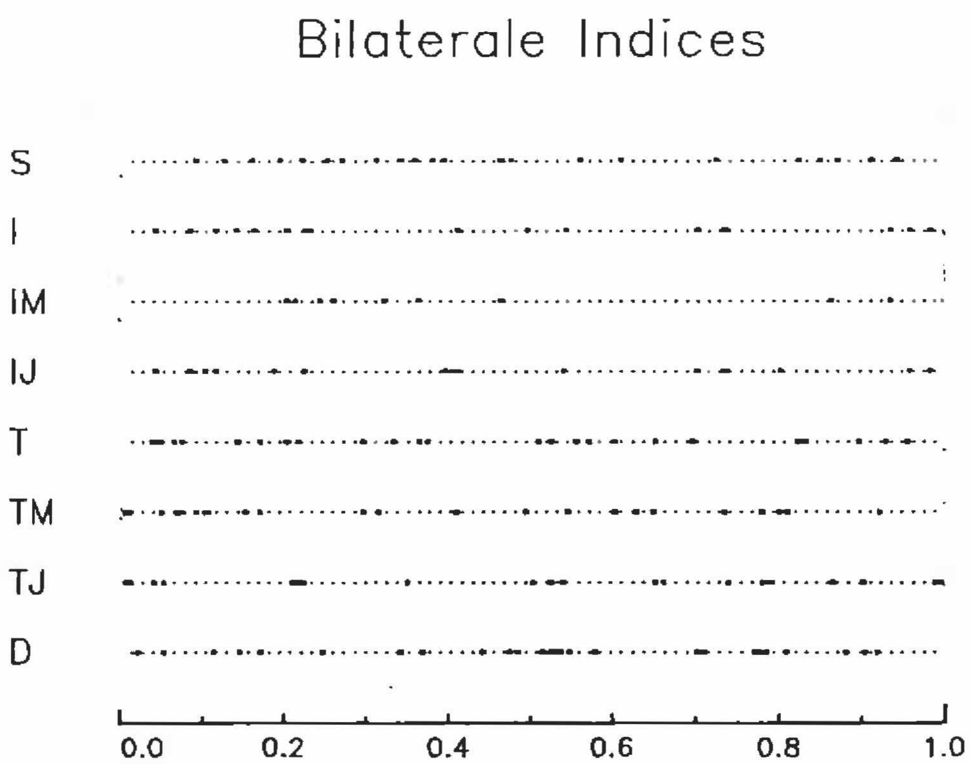


Abb. 3: Verteilungen der bilateralen Indices

Abb. 4

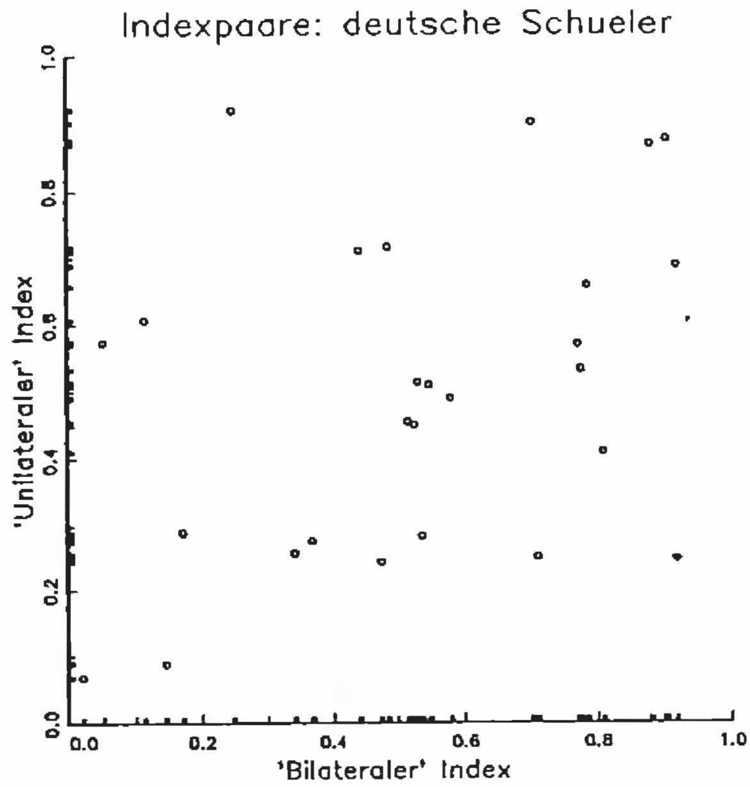


Abb. 5

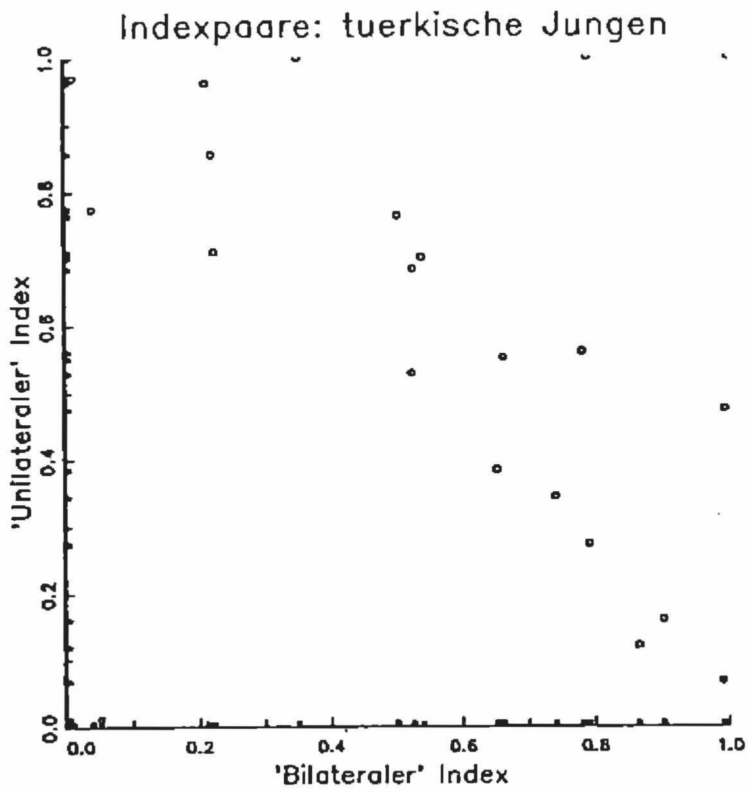
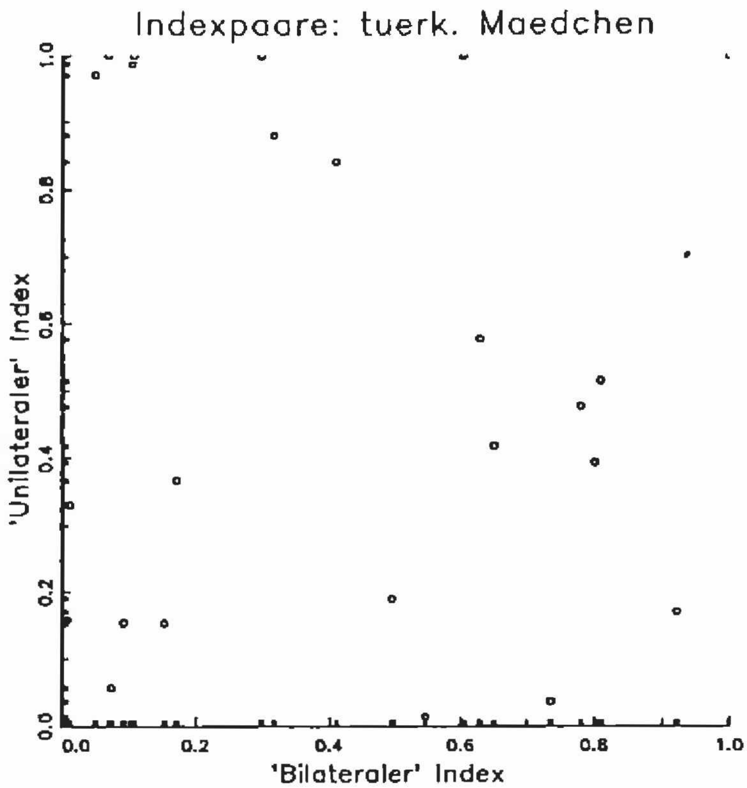


Abb. 4 - 11: Gemeinsame Verteilungen der uni- und bivariaten Indices.

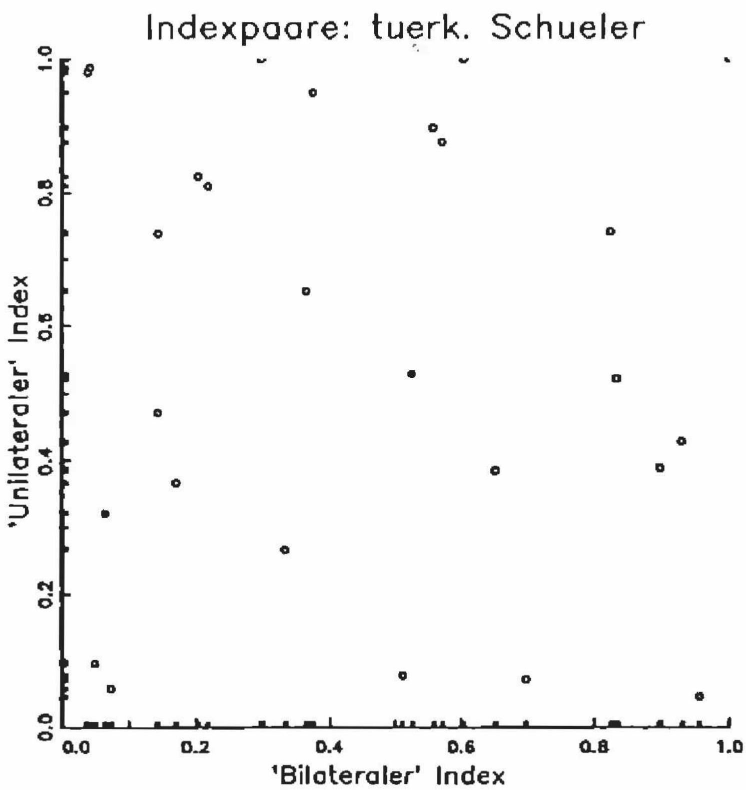
(Die schwarzen Quadrate zeigen die jeweiligen eindimensionalen Projektionen auf und entsprechen den Verteilungen in Abb. 2 und 3.)

Abb. 6



Indexpaare: tuerk. Maedchen
'Unilateraler' Index
0.0
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0
'Bilateraler' Index

Abb. 7



Indexpaare: tuerk. Schueler
'Unilateraler' Index
0.0
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0
'Bilateraler' Index

Abb. 8

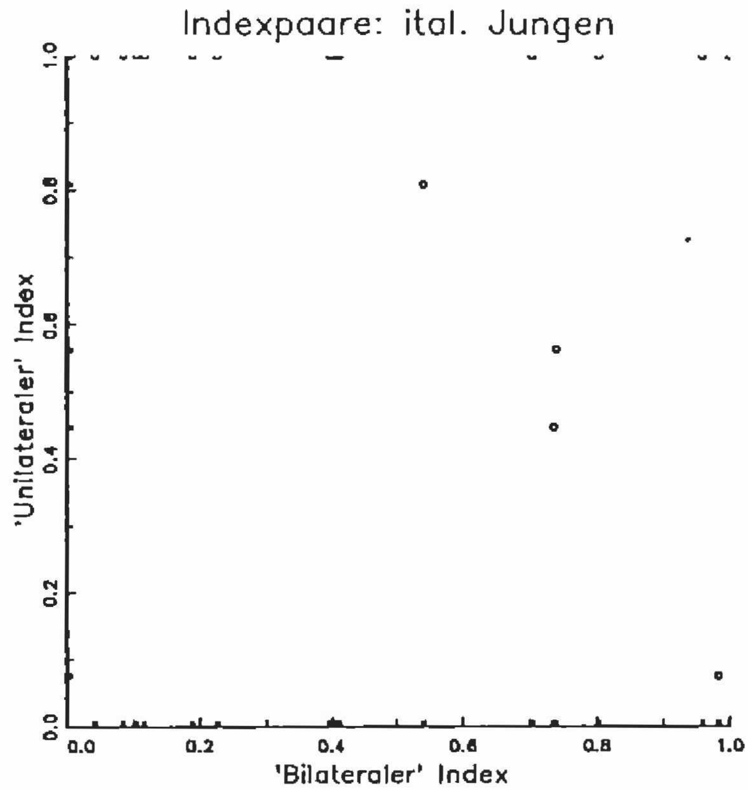

Indexpaare: ital. Jungen
'Unilateraler' Index
'Bilateraler' Index
0.0
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0

Abb. 9

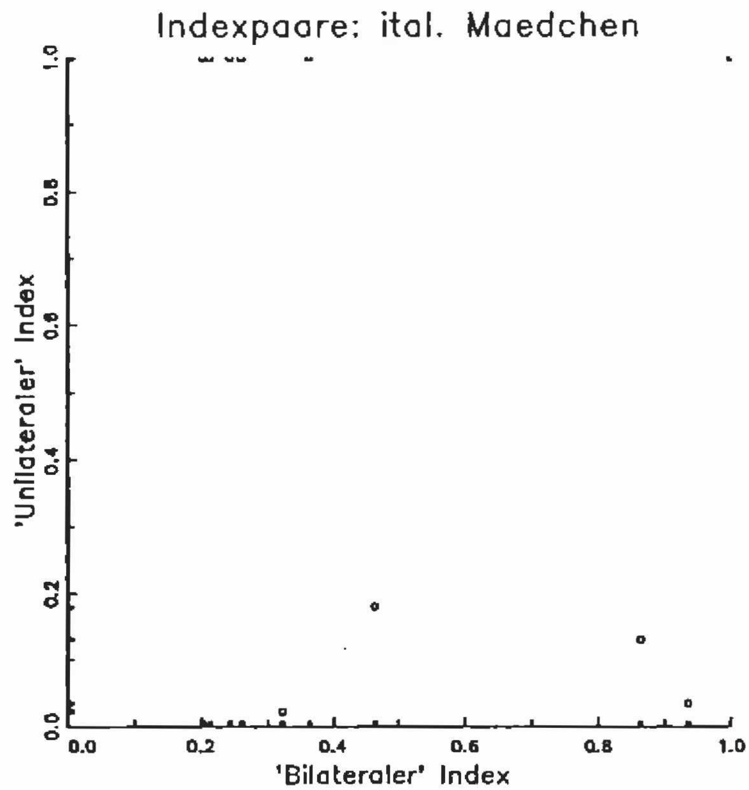

Indexpaare: ital. Maedchen
'Unilateraler' Index
'Bilateraler' Index
0.0
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0

Abb. 10

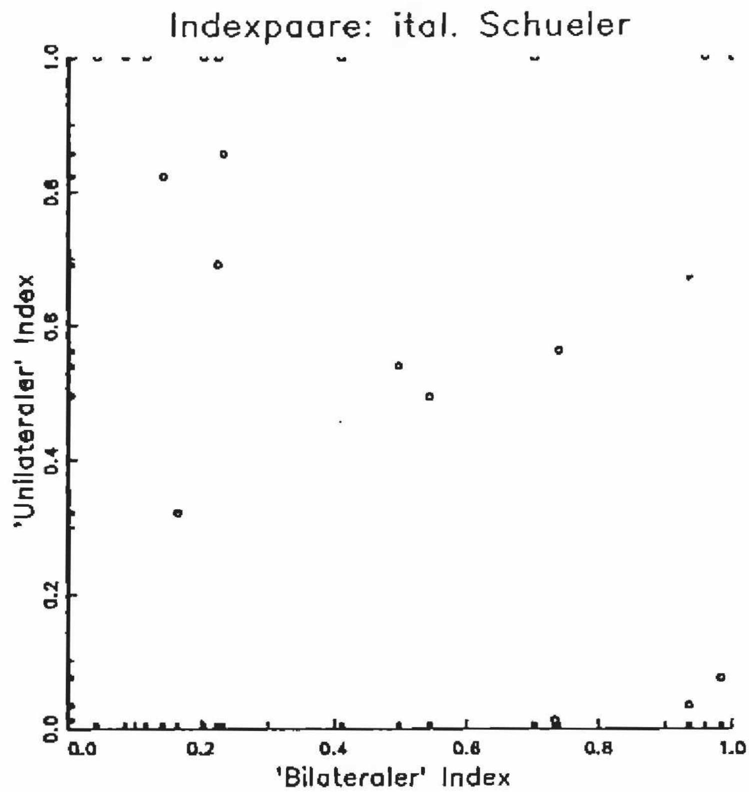
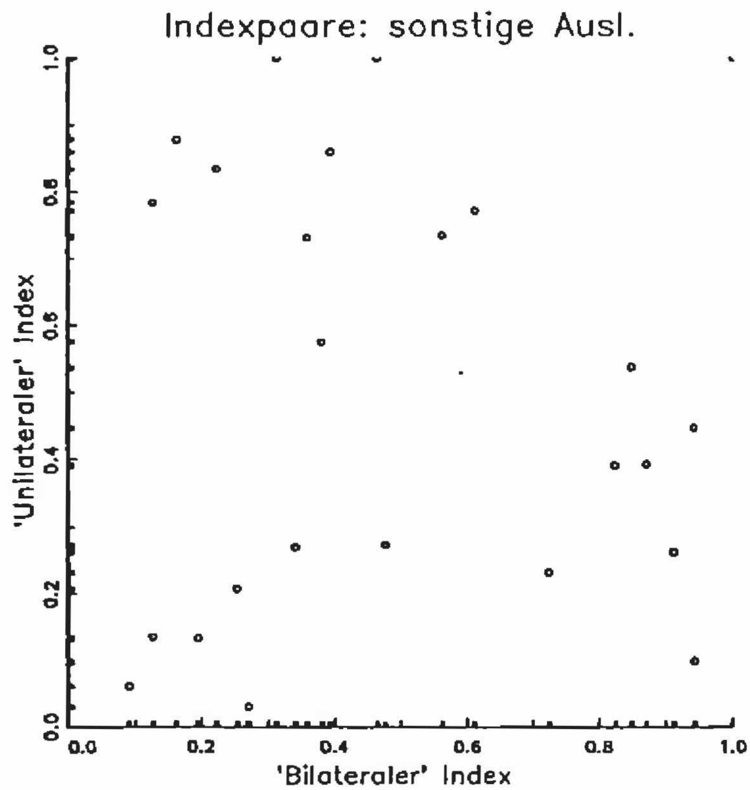
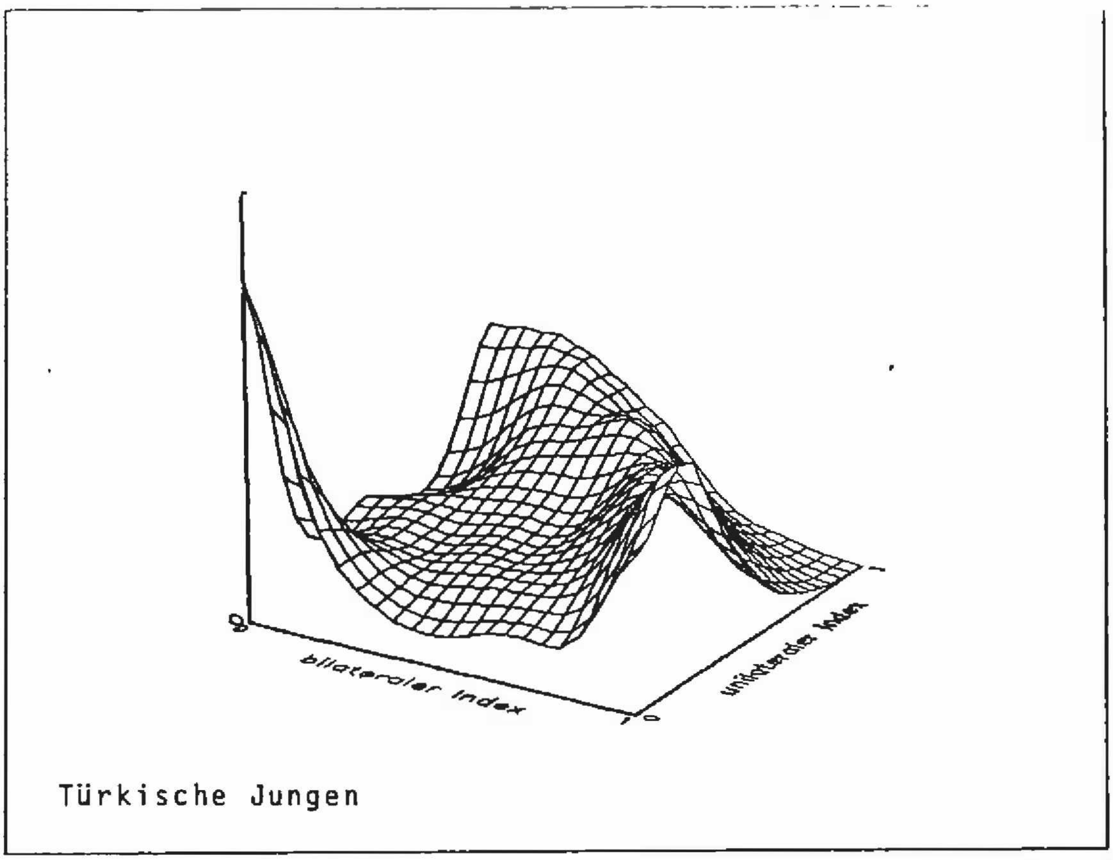

Indexpaare: ital. Schueler
'Unilateraler' Index
'Bilateraler' Index
0.0
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0

Abb. 11


Indexpaare: sonstige Ausl.
'Unilateraler' Index
'Bilateraler' Index
0.0
0.2
0.4
0.6
0.8
1.0



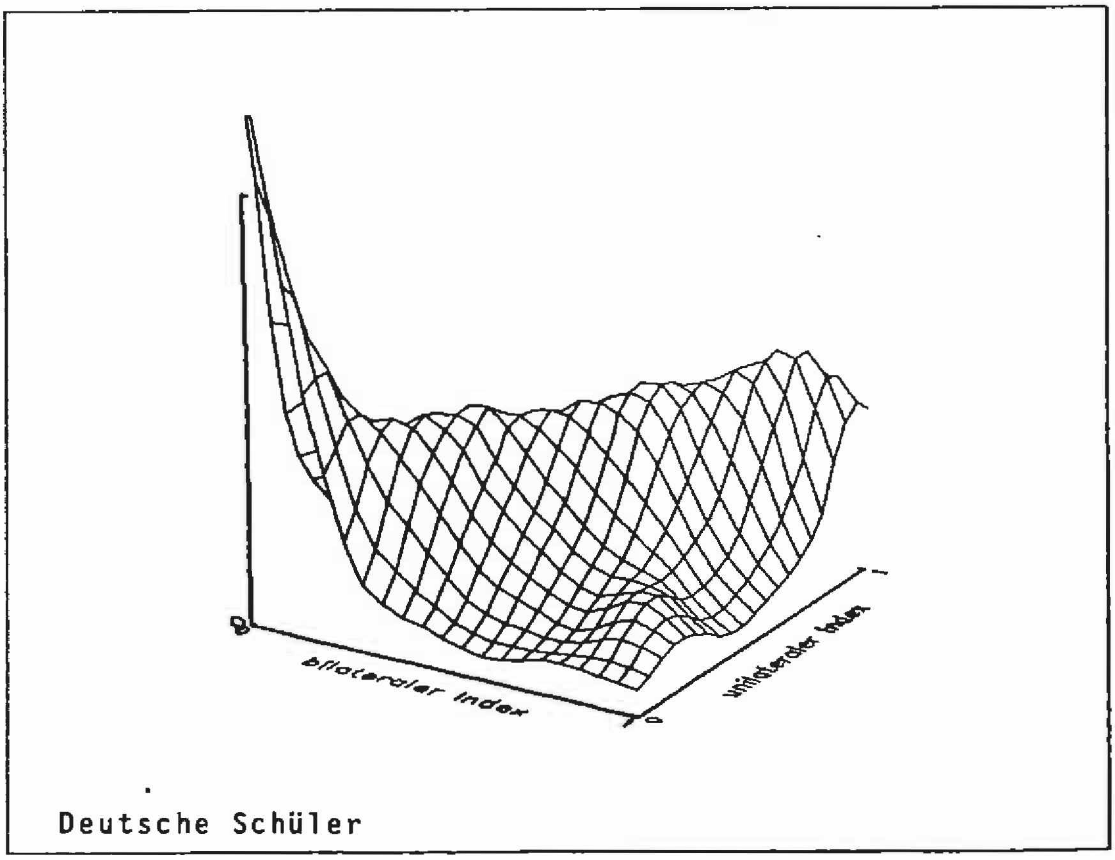


Abb. 12 - 13: Geglättete Schätzung der erwarteten Häufigkeiten von Indexpaaren unter Annahme zufälliger Sitzplatzverteilungen.

ZUMA-Arbeitsberichte

80/15 Gerhard Arminger, Willibald Nagl, Karl F. Schuessler
Methoden der Analyse zeitbezogener Daten. Vortragsskripten der ZUMA-Arbeitstagung vom 25.09. - 05.10.79

81/07 Erika Brückner, Hans-Peter Kirschner, Rolf Porst, Peter Prüfer, Peter Schmidt
Methodenbericht zum "ALLBUS 1980"

81/19 Manfred Küchler, Thomas P. Wilson, Don H. Zimmerman
Integration von qualitativen und quantitativen Forschungsansätzen

82/03 Gerhard Arminger, Horst Busse, Manfred Küchler
Verallgemeinerte Lineare Modelle in der empirischen Sozialforschung

82/08 Glenn R. Carroll
Dynamic analysis of discrete dependent variables: A didactic essay

82/09 Manfred Küchler
Zur Messung der Stabilität von Wählerpotentialen

82/10 Manfred Küchler
Zur Konstanz der Recallfrage

82/12 Rolf Porst
"ALLBUS 1982" - Systematische Variablenübersicht und erste Ansätze zu einer Kritik des Fragenprogramms

82/13 Peter Ph. Mohler
SAR - Simple AND Retrieval mit dem Siemens-EDT-Textmanipulations-programm

82/14 Cornelia Krauth
Vergleichsstudien zum "ALLBUS 1980"

82/21 Werner Hagstotz, Hans-Peter Kirschner, Rolf Porst, Peter Prüfer
Methodenbericht zum "ALLBUS 1982"

83/09 Bernd Wegener
Two approaches to the analysis of judgments of prestige: Interindividual differences and the general scale

83/11 Rolf Porst
Synopse der ALLBUS-Variablen. Die Systematik des ALLBUS-Fragenprogramms und ihre inhaltliche Ausgestaltung im ALLBUS 1980 und ALLBUS 1982

84/01 Manfred Küchler, Peter Ph. Mohler
Qualshop (ZUMA-Arbeitstagung zum "Datenmanagement bei qualitativen Erhebungsverfahren") - Sammlung von Arbeitspapieren und -berichten, Teil I + II

84/02 Bernd Wegener
Gibt es Sozialprestige? Konstruktion und Validität der Magnitude-Prestige-Skala

84/03 Peter Prüfer, Margrit Rexroth
Erfahrungen mit einer Technik zur Bewertung von Interviewerverhalten

84/04 Frank Faulbaum
Ergebnisse der Methodenstudie zur internationalen Vergleichbarkeit von Einstellungsskalen in der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 1982

84/05 Jürgen Hoffmeyer-Zlotnik
Wohnquartiersbeschreibung. Ein Instrument zur Bestimmung des sozialen Status von Zielhaushalten

84/07 Gabriele Hippler, Hans-Jürgen Hippler
Reducing Refusal Rates in the Case of Threatening Questions: The "Door-in-the-Face" Technique

85/01 Hartmut Esser
Befragtenverhalten als "rationales Handeln" - Zur Erklärung von Antwortverzerrungen in Interviews

85/03 Rolf Porst, Peter Prüfer, Michael Wiedenbeck, Klaus Zeifang
Methodenbericht zum "ALLBUS 1984"

86/01 Dagmar Krebs
Zur Konstruktion von Einstellungsskalen im interkulturellen Vergleich

86/02 Hartmut Esser
Können Befragte lügen? Zum Konzept des "wahren Wertes" im Rahmen der handlungstheoretischen Erklärung von Situationseinflüssen bei der Befragung

86/03 Bernd Wegener
Prestige and Status as Function of Unit Size

86/04 Frank Faulbaum
Very Soft Modeling: The Logical Specification and Analysis of Complex Process Explanations with Arbitrary Degrees of Underidentification and Variables of Arbitrary Aggregation and Measurement Levels

86/05 Peter Prüfer, Margrit Rexroth (Übersetzung: Dorothy Duncan)
On the Use of the Interaction Coding Technique

86/06 Hans-Peter Kirschner
Zur Kessler-Greenberg-Zerlegung der Varianz der Meßdifferenz zwischen zwei Meßzeitpunkten einer Panel-Befragung

86/07 Georg Erdmann
Ansätze zur Abbildung sozialer Systeme mittels nicht-linearer dynamischer Modelle

86/09 Heiner Ritter
Einige Ergebnisse von Vergleichstests zwischen den PC- und Mainframe-Versionen von SPSS und SAS

86/10 Hans-Peter Kirschner
Der Stichprobenplan zum Projekt ISSP 1985 und seine Realisierung

86/11 Günter Rothe
Bootstrap in generalisierten linearen Modellen

87/01 Klaus Zeifang
Die Test-Retest-Studie zum ALLBUS 1984 - Tabellenband

87/02 Klaus Zeifang
Die Test-Retest-Studie zum ALLBUS 1984 - Abschlußbericht

87/03 Michael Braun
ALLBUS-Bibliographie (6. Fassung, Stand: 30.06.87)

87/04 Barbara Erbslöh, Michael Wiedenbeck
Methodenbericht zum "ALLBUS 1986"

87/05 Norbert Schwarz, Julia Bienias
What Mediates the Impact of Response Alternatives on Behavioral Reports?

87/06 Norbert Schwarz, Fritz Strack, Gesine Müller, Brigitte Chassein
The Range of Response Alternatives May Determine the Meaning of the Question: Further Evidence on Informative Functions of Response Alternatives

87/07 Fritz Strack, Leonard L. Martin, Norbert Schwarz
The Context Paradox in Attitude Surveys: Assimilation or Contrast?

87/08 Gudmund R. Iversen
Introduction to Contextual Analysis

87/09 Seymour Sudman, Norbert Schwarz
Contributions of Cognitive Psychology to Data Collection in Marketing Research

87/10 Norbert Schwarz, Fritz Strack, Denis Hilton, Gabi Naderer
Base-Rates, Representativeness, and the Logic of Conversation

87/11 George F. Bishop, Hans-Jürgen Hippler, Norbert Schwarz, Fritz Strack
A Comparison of Response Effects in Self-Administered and Telephone Surveys

87/12 Norbert Schwarz
Stimmung als Information. Zum Einfluß von Stimmungen und Emotionen auf evaluative Urteile

88/01 Antje Nebel, Fritz Strack, Norbert Schwarz
Tests als Treatment: Wie die psychologische Messung ihren Gegenstand verändert

88/02 Gerd Bohner, Herbert Bless, Norbert Schwarz, Fritz Strack
What Triggers Causal Attributions? The Impact of Valence and Subjective Probability

88/03 Norbert Schwarz, Fritz Strack
The Survey Interview and the Logic of Conversation: Implications for Questionnaire Construction

88/04 Hans-Jürgen Hippler, Norbert Schwarz
"No Opinion"-Filters: A Cognitive Perspective

88/05 Norbert Schwarz, Fritz Strack
Evaluating One`s Life: A Judgment of Subjective Well-Being

88/06 Norbert Schwarz, Herbert Bless, Gerd Bohner, Uwe Harlacher, Margit Kellenbenz
Response Scales as Frames of Reference:
The Impact of Frequency Range on Diagnostic Judgments

88/07 Michael Braun
Allbus-Bibliographie
(7. Fassung, Stand: 30.6.88)