Multidimensionale Ähnlichkeitsstrukturanalyse (MDS) in der Musikpädagogik

HERBERT BRUHN/GERD GIGERENZER

Günter Kleinen (Hg.): Außerschulische Musikerziehung. - Laaber: Laaber 1987. (Musikpädagogische Forschung. Band 8)

1. Einleitung

Daten musikpädagogischer Forschung bereiten in der Weiterverarbeitung mittels statistischer Prozeduren meist Schwierigkeiten, weil sie Anforderungen in bezug auf Skalenniveau und Art der Verteilung, die sich aus den Statistik-Prozeduren ergeben, nicht erfüllen. Schätzungen, Beurteilungen, Schulzensuren, sogar Ratings oder Mittelwerte aus Ratings, die aus Semantischen Differentialen oder Polaritätenprofilen gewonnen wurden, sind meist lediglich Daten auf Ordinalskalenniveau. Sie stellen Rangreihen auf, mit denen anders gerechnet werden muß als mit intervallskalierten Daten.
Die Anwendung verschiedener Statistikprozeduren wie z. B. bestimmter Korrelationskoeffizienten oder der Faktorenanalyse auf Daten, die nicht das Intervallskalenniveau erreichen, ist in der Vergangenheit oft diskutiert worden (siehe z. B. Ingenkamp 1981, S. 73f.; Bruhn 1986, S. 497). Trotz methodischer Vorbehalte wurden Methoden, die Intervallskalenniveau der Daten erfordern, dennoch in der Praxis auch bei ordinalskalierten Daten verwendet — wenngleich auch mit Schuldgefühlen. Die Interpretation solcher Ergebnisse ist jedoch nicht eindeutig (z. B. Kerlinger 1973, S. 440).
Die Verwendung der eigentlich nicht angemessenen Auswertungsmethoden entstand aus dem Bedürfnis, eine Reduktion der Daten und eine Visualisierung der Ergebnisse zu erreichen. Für eine Vielzahl der Forschungsthemen ließe sich heutzutage ein anderes Verfahren einsetzen, das Verfahren der *Mehrdimensionalen Ähnlichkeits-Strukturanalyse*, in vielen Fällen noch *multidimensionale Skalierung* (MDS) genannt. Seit 1962 (Shepard 1962) gibt es eine zunehmende Zahl von Computerprogrammen, die ordinale Ähnlichkeitsurteile analysieren und in eine räumliche Darstellung mit einer beliebigen Anzahl von Dimensionen überführen können.
Bei den Verfahren wird zwischen nicht-metrischen und metrischen Analysen unterschieden: In metrischen Verfahren wird vorausgesetzt, daß die Funktion, die die zu verarbeitenden Daten in „wahre Werte“ überführt, linear ist oder zumindest eine definierte parametrische Form hat (Carroll 1983,

S. 203). Für nicht-metrische Verfahren muß lediglich vorausgesetzt werden, daß diese Funktion monoton ist. In diesem Beitrag werden wir ausschließlich auf den Fall der nicht-metrischen Analyse eingehen, da uns dies im Zusammenhang mit den Forschungsthemen der Musikpädagogik besonders interessant erscheint.

2. Ähnlichkeitsbeurteilung und räumliche Nähe

Vor der Wahl eines Auswertungsprogramms muß sich der Forscher darüber klar werden, ob die Auswertungsmethode ein angemessenes numerisches System für den untersuchten Gegenstandsbereich darstellt. Repräsentiert das numerische System einer Mehrdimensionalen Ähnlichkeitsstrukturanalyse (im folgenden MDS abgekürzt) Relationen des empirischen Systems, das sich aus dem Gegenstandsbereich ergibt (Repräsentationsproblem, Gigerenzer 1985, S. 491f.). Die Eingabedaten für eine MDS-Lösung sind Rangordnungen, die aus der Beurteilung der Ähnlichkeit von je zwei Objekten entstanden sind. Diese Rangordnungen werden in eine graphische Darstellung umgewandelt, in der große Ähnlichkeit durch räumliche Nähe dargestellt wird. Die Gleichsetzung von Ähnlichkeit und räumlicher Nähe findet sich bereits im alltäglichen Sprachgebrauch. Unterschiedlich hohe Töne sind nah oder fern voneinander, Akkorde sind nah oder fern miteinander verwandt, Interpretationen von Musikstücken liegen nahe beieinander. Ähnlichkeit scheint durch einen psychologischen Raum repräsentiert zu sein.
Probleme bereitet jedoch die Beschaffenheit dieses psychologischen Raums. Räumliche Vorstellungen bewegen sich oft lediglich im Rahmen euklidischer Metrik, also der Geometrie unserer Alltagswelt. Diese Metrik läßt sich durch die folgende Definition für Distanzen d zwischen zwei Punkten a und b in einem n-dimensionalen Raum beschreiben:

Formel 1 $$d_{ab} = \left[\sum_{i=1}^{n} (x_{ai} - x_{bi})^2 \right]^{1/2}$$

x_{ai} ist dabei die Projektion des Punktes a auf die Dimension i, x_{bi} des Punktes b auf dieselbe Dimension. Im zweidimensionalen Fall entspricht diese Formel dem Satz des Pythagoras (in Formel 1 lediglich in Koordinatenform geschrieben):

Formel 2 $$c = \left[a^2 + b^2\right]^{1/2}$$

Es ist jedoch keineswegs sicher, daß die psychologische Repräsentation von Ähnlichkeiten wie in einem euklidischen Raum erfolgt. Die euklidische Metrik ist ja nur Spezialfall einer unendlich großen Menge von Metriken, die unter dem Namen *Minkowski-Metriken* zusammengefaßt werden. Die allgemeine Distanzfunktion dieser Metriken lautet:

Formel 3 $$d_{ab} = \left[\sum_{i=1}^{n} (x_{ai} - x_{bi})^r \right]^{1/r}$$

Es wird deutlich, daß die euklidische Metrik (Formel 1) die Minkowski-Metrik mit r = 2 ist. Anhand eines Vergleichs zwischen der euklidischen Metrik und zwei weiterer Sonderfälle der Minkowski-Metriken, die gleichzeitig die beiden Extreme der Minkowski-Metriken markieren, soll die Bedeutung der Wahl einer bestimmten Metrik für das psychologische Modell deutlich gemacht werden. Der Unterschied zwischen verschiedenen Minkowski-Metriken besteht darin, daß die Beurteilungsdimensionen unterschiedlich gewichtet werden.
In einer *City-Block-Metrik* (r=1) gehen die Differenzen auf beiden Dimensionen mit gleicher Gewichtung in die Distanz in (Abbildung 1 links). In der *Dominanz-Metrik* (r ist unendlich groß) wird die Distanz lediglich von der Dimension mit der größten Differenz bestimmt (Abbildung 1 rechts). Die *euklidische Metrik* nimmt eine Mittelstellung ein (Abbildung 1 Mitte), die Dimension mit der größeren Differenz bekommt durch das Quadrieren des Werts eine größere Bedeutung.
Der Parameter r der Metrik, in der sich die Daten einer Untersuchung am besten darstellen lassen (zur Güte einer Darstellung siehe Abschnitt 3), gibt somit an, ob größere, d. h. „ins Auge springende“ Differenzen mit einem höheren Gewicht in das Ähnlichkeitsurteil eingehen als kleinere Differenzen. Kluck (1978, S. 257) wagte aufgrund von Ergebnissen aus der Wahrnehmungspsychologie (Wender 1971) die Hypothese, daß man aus dem Metrik-Parameter auf die kognitive Differenziertheit des Wahrnehmenden schließen könnte. In den letzten Jahren war jedoch festzustellen, daß die Ergebnisse einer MDS fast ausschließlich in euklidischer Metrik dargestellt wurden. Das

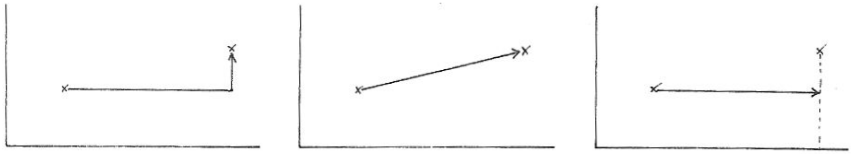

Abbildung 1: Drei Minkowski-Metriken: links — City-Block-Metrik, r=1; Mitte — Euklidische Metrik, r =2; rechts — Dominanz-Metrik, r =unendlich.

hängt damit zusammen, daß die Interpretation graphischer Darstellungen in einer ungewohnten Metrik größere Übung erfordert. Fehlinterpretationen sind daher die Regel (zu weiteren Problemen der Verwendung von Minkowski-Metriken siehe Borg 1981, S. 361ff., und Schönemann & Borg 1983, S. 278).
In den vergangenen Jahren wurden Programme entwickelt, die angemessene Möglichkeiten bieten, individuelle Unterschiede in der Ähnlichkeitsrepräsentation von Individuen aufzuzeigen. Abgesehen davon, daß in jedem Programm die Anzahl der Dimensionen einer Ergebniskonfiguration bestimmt werden kann, bieten bestimmte Programme Informationen darüber an, in welchem Ausmaß diese Dimensionen aus dem Urteil eines bestimmten Individuums abzuleiten sind. Individuelle Unterschiede in der Gewichtung der Dimensionen können mittels Vektordarstellungen von individuellen Dimensionsgewichten und einem „weirdness index“ (Programm ALSCAL: ein Maß für die Ungewöhnlichkeit der Daten einer bestimmten Versuchsperson) dargestellt werden.

3. Elementare Voraussetzungen und Algorithmus

Die Eingabedaten für ein MDS-Programm sind Ähnlichkeiten oder Unähnlichkeiten zwischen Untersuchungsgegenständen. Diese Daten können auf verschiedene Weise erhoben worden sein: Wenn sie aus vollständigen Paarvergleichen stammen, so existiert bereits für jedes Paar ein Wert. Stammen die Daten aus Ratings oder anderen Maßen für einzelne Objekte, so muß auf irgendeine dem psychologischen Modell angemessene Art und Weise (z. B. Differenz- oder Quotientbildung) ein Wert für die Nähe oder Ähnlichkeit von jedem Objektpaar hergestellt werden. Am Beispiel des Quintenzirkels, der von der Musiktheorie definierten räumlichen Darstellung einer vermutlich auch psychologisch repräsentierten Objektmenge von Akkorden, soll das verdeutlicht werden (Tabelle 1). Der Wert für ein Akkordpaar ist der Abstand zwischen den Akkorden in Quinten.

	F	C	G	D	A	E	H	Fis	Cis	As	Es	B
1. F-Dur	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2. C-Dur	1											-
3. G-Dur	2	1										-
4. D-Dur	3	2	1									-
5. A-Dur	4	3	2	1								-
6. E-Dur	5	4	3	2	1							-
7. H-Dur	6	5	4	3	2	1						-
8. Fis-Dur	5	6	5	4	3	2	1					-
9. Cis-Dur	4	5	6	5	4	3	2	1				-
10. As-Dur	3	4	5	6	5	4	3	2	1			-
11. Es-Dur	2	3	4	5	6	5	4	3	2	1		-
12. B-Dur	1	2	3	4	5	6	5	4	3	2	1	-

Tabelle 1: Untere Dreiecksmatrix der Nähe von Akkorden innerhalb des Quintenzirkels. Die Diagonale und die obere Dreiecksmatrix (für beide sind hier keine Werte eingetragen) werden als Daten nicht benötigt. Dies folgt aus dem Postulat der Positivität und Symmetrie (s. Text).

Um die Ähnlichkeit zwischen den Objekten in einer MDS sinnvoll darstellen zu können, müssen die räumlichen Distanzen und die wahrgenommenen Beziehungen übereinstimmende Eigenschaften besitzen. Die wesentlichen Eigenschaften der Distanzen einer MDS sind *Positivität*, *Symmetrie* und die Postulate der *Dreiecksungleichung*. Diese Postulate müssen auch von den Daten erfüllt sein:

I. Positivität:
Die Distanz eines Objekts mit sich selbst ist gleich 0. Die Distanz eines Objekts mit einem beliebigen anderen Objekt ist nie kleiner als 0.

Formel 4 $$d_{ab} \geq d_{aa} = 0$$

2. Symmetrie:
Die Distanz von einem Objekt a zum Objekt b ist ebenso groß wie die Distanz von Objekt b zu Objekt a.

Formel 5 $$d_{ab} \leq d_{ac} + d_{cb}$$

3. Dreiecksungleichung:
Die Distanz zwischen zwei Objekten a und b darf nie größer sein als die Summe der Distanzen zwischen diesen beiden Objekten und einem beliebigen dritten Objekt c.

Formel 6 $$d_{ab} = d_{ba}$$

Die Daten des Quintenzirkels erfüllen diese Voraussetzungen: Die Abstände zwischen zwei Akkorden sind immer positiv und symmetrisch. Die Ähnlichkeitswerte zwischen zwei Akkorden sind immer kleiner als die Summe der Werte dieser beiden Akkorde mit einem beliebigen dritten.
Die Programme der MDS versuchen nun, eine Konfiguration herzustellen, in der die Rangfolge der Distanzen zwischen den Objekten möglichst genau der Rangordnung der Eingabedaten entspricht. Ausgangsbasis bildet eine Zufallskonfiguration, die schrittweise verändert wird. Bei manchen Programmen kann der Anwender auch eine Ausgangskonfiguration für den Programmstart eingeben. Abbildung 2 zeigt die Ergebniskonfiguration der Quintenzirkeldaten.
Während des Programmablaufs wird fortwährend die *Monotonität* zwischen den Rangordnungen der Eingabedaten und den Distanzen in der erreichten Konfiguration geprüft. Im sogenannten *Shepard-Diagramm* kann sie dargestellt werden. In Abbildung 3 ist links das Shepard-Diagramm einer beliebigen Ausgangskonfiguration aufgezeichnet, rechts ist die Darstellung der Ergebniskonfiguration der Quintenzirkeldaten. Die Kurve, die die Beziehung zwischen den Eingabedaten und den Distanzen darstellt, ist im Idealfall streng monoton wachsend. Tatsächlich kommt es oft vor, daß unterschiedliche Ränge durch gleiche Distanzen dargestellt werden. Die streng monotone Funktion wird somit zur schwach monotonen Funktion. Es handelt sich hier jedoch nur scheinbar um ein Problem: Bereits durch eine minimale Nei

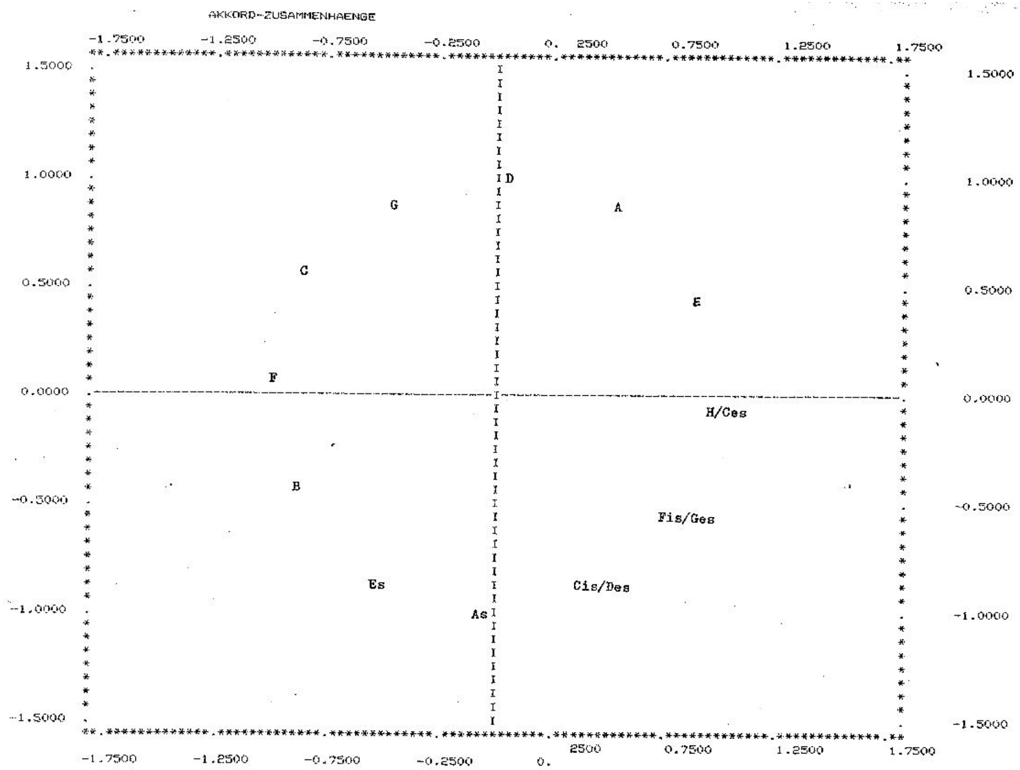

Abbildung 2: Ergebniskonfiguration der Ähnlichkeitsdaten aus dem Quintenzirkel (gerechnet mit dem Programm KYST).

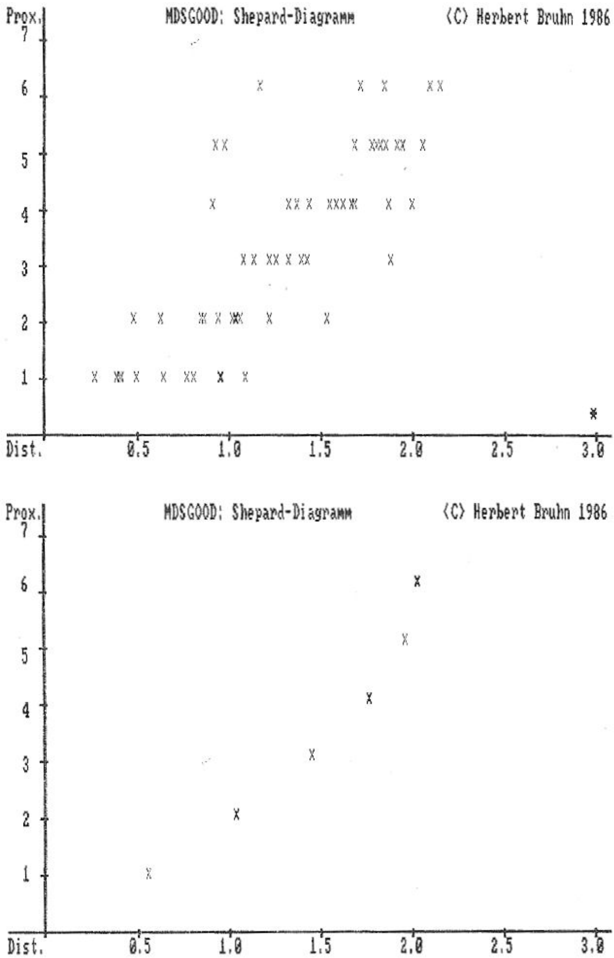

Abbildung 3: Shepard-Diagramm der Ergebniskonfiguration (oben) und einer Ausgangskonfiguration des Programms KYST (unten) — Auf der Abszisse sind die Distanzen der beurteilten Objekte in der graphischen Darstellung abgetragen, in der Ordinate die ordinalskalierten Ausgangsdaten.

gung der Kurve nach rechts wäre die Monotonitätsbedingung wieder erfüllt, die numerische Abweichung der Daten würde in der graphischen Darstellung keine Veränderung bewirken (Borg 1981, S. 56).

Das Shepard-Diagramm, das heutzutage leider nicht mehr bei allen Untersuchungen mitveröffentlicht wird, bietet die Möglichkeit einer Sicht-Kontrolle der Güte von Ergebniskonfigurationen. Mathematisch wird die Anpassungsgüte in *Stress-Werten* definiert. Der Stress einer Konfiguration errechnet sich aus den definierten Bedingungen zur Monotonität der Regressionskurve zwischen Ähnlichkeitsdaten und Distanzen (Ableitung siehe Borg 1981, S. 75ff.). Die in Abbildung 2 gezeigte Konfiguration des Quintenzirkels hat den Stress 0, sie ist also eine ideale räumliche Repräsentation der Ausgangsdaten.
Die Stresswerte haben im Verlauf der Berechnung einer Ergebniskonfiguration eine wichtige Funktion: Die zufällig erstellte Ausgangskonfiguration wird in mehreren Schritten mit dem Ziel verändert, den Stress einer graphischen Darstellung zu verringern. Wenn ein bestimmter voreingestellter Wert der Stress-Verringerung zwischen zwei Konfigurationen im Iterationsprozeß unterschritten wird, so wird der Rechenprozeß abgebrochen und die letzte Konfiguration als Ergebnis ausgegeben (Probleme, die sich aus diesem teilweise rein zufälligen Ablauf ergeben, sind bei Borg 1981, S. 295ff. besprochen).
Eine weitere Funktion hat der Stress-Wert bei der Entscheidung für die Dimensionalität der Ergebniskonfiguration. Meist läßt man für einen bestimmten Datensatz mehrere Konfigurationen mit unterschiedlicher Dimensionalität errechnen. Die Stress-Werte für die unterschiedlichen Konfigurationen werden in ein Koordinatensystem übertragen (s. Abbildung 4, S. 294). Die Verbindung der erhaltenen Punkte zeigt häufig bei einer Dimensionalität einen deutlichen Knick, der anzeigt, daß sich für die nächsthöhere Anzahl von Dimensionen eine wesentlich verringerte Stress-Verbesserung ergibt.
Die auf diese Weise ausgewählten Ergebniskonfigurationen zeigen im Shepard-Diagramm meist keine absolut monotonen Beziehungen zwischen Proximitätswert und Distanz und müssen somit als Näherung an eine ideale Ergebniskonfiguration aus pragmatischen Gründen angesehen werden.

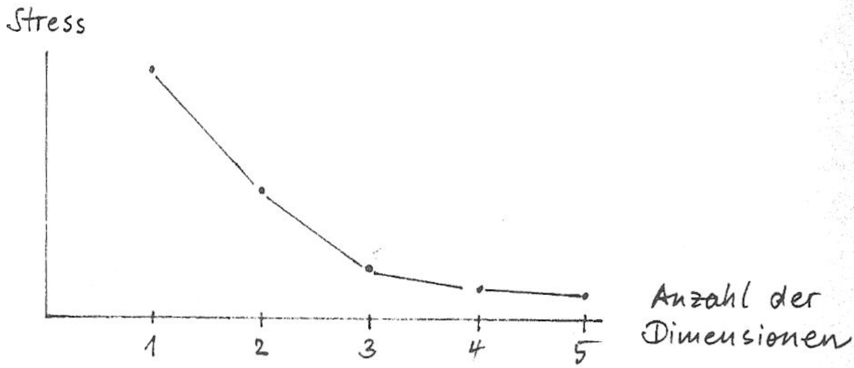

Abbildung 4: Hypothetische Stress-Kurve für Ergebniskonfigurationen mit unterschiedlicher Anzahl von Dimensionen. Aus dieser Kurve kann abgeleitet werden, daß eine dreidimensionale graphische Darstellung den Daten angemessen wäre.

4. Hypothesentesten und Signifikanzprüfung

Grundsätzlich muß festgestellt werden, daß die MDS sich eher zum Generieren von Hypothesen als zum Testen eignet. Geht man einmal davon aus, daß erkennbar ist, ob eine räumliche Darstellung empirisch überhaupt relevant ist (siehe Schönemann & Borg 1983, S. 333), so kann das Ergebnis der Berechnungen dennoch Artefakt des Programmalgorithmus sein (siehe dazu später). Bestimmte Datenkonstellationen führen bei der Berechnung mit einigen Programmen zu sogenannten „degenerierten" Lösungen, in denen entweder alle Punkte in den Ursprung fallen oder mehrere dichtgedrängte Punktwolken weit voneinander entfernt gebildet werden (siehe Abbildung 5). Diese Konfigurationen haben zum Teil sehr geringe Stress-Werte und spiegeln eine gute Anpassung vor. Aussagen lassen sich aus solchen Konfigurationen jedoch nicht ableiten. Eine Lösung dieses Problems wäre, die Daten mit zwei Programmen zu berechnen, die nach einem unterschiedlichen Algorithmus vorgehen. In Abbildung 5 ist zu sehen, daß durch ein anderes Programm das Zusammenfallen der Objekte in drei Punkte (mit gleichen Distanzen, d. h. an den Ecken eines gleichseitigen Dreiecks — eine typische Degenerationsstruktur) aufgehoben wird: In der rechten Konfiguration stellen sich die Relationen zwischen den Objekten differenzierter dar. Degenerierte Lösungen sind auch von Daten zu erwarten, die sich auf weniger als 12 Ob-

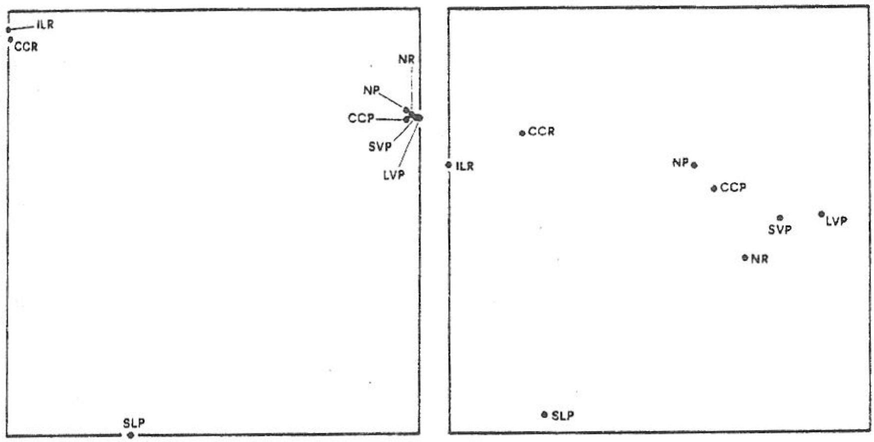

Abbildung 5: Links degenerierte MDS-Lösung, berechnet mit dem Programm SSA, rechts dieselben Daten mit dem Programm MRSCAL analysiert (nach Borg 1981, S. 169 und 173).

jekte beziehen (weitere Informationen zu degenerierten Lösungen siehe Borg 1981, S. 171ff.).

Der wichtigste Grund, weshalb die MDS eher zur Hypothesengenerierung geeignet ist, wurde bereits angesprochen: Jede MDS-Lösung setzt die Gültigkeit der jeweils verwendeten Metrik voraus. Es empfiehlt sich folgendes Vorgehen: Hat man mittels einer MDS Hypothesen über die Anzahl und Art der Beurteilungsdimensionen entwickelt, so kann man die Gültigkeit der Metrik über sogenannte *geometrische Meßmodelle* testen (vgl. dazu Gigerenzer 1981, S. 254-283). Bei der MDS setzt man eine bestimmte Metrik voraus und stellt die Frage nach Anzahl und Art der Dimensionen. Wenn man jetzt von der festgelegten Anzahl und Art der Dimensionen ausgeht und die Gültigkeit der Axiome der verwendeten Metrik überprüft, kann man die Richtigkeit der angewendeten Metrik entweder bestätigen oder verwerfen. Die Methoden der geometrischen Meßmodelle und der multidimensionalen Ähnlichkeitstrukturanalyse sind also komplementär, sie ergänzen sich sinnvoll (Gigerenzer 1981, S. 411ff.). In der Praxis der Forschung ist diese Beziehung bisher so gut wie nicht erkannt worden.

Für die Zurückweisung der „*nullsten aller Null-Hypothesen*“ (Borg 1981, S. 183), also der Frage, ob die Eingabedaten völlig zufällig oder strukturlos sind, gibt es mittlerweile mehrere Untersuchungen, die Tabellen bereitstellen

(Borg 1981, S. 184ff.). In den Tabellen sind die Stress-Werte von MDS-Lösungen mit zufallsgenerierten Daten aufgelistet, z. T. als kumulative Verteilung der relativen Häufigkeiten von bestimmten Stress-Werten. Daraus läßt sich die Wahrscheinlichkeit ableiten, mit der ein gegebener Stress-Wert aufgrund von Zufallsdaten zustande gekommen ist. Als Anhaltspunkt für die kritischen Stress-Werte für alpha = .01 kann die Tabelle 2 gelten (aus Gigerenzer 1981, S. 353). Diese Tabelle bietet erst ab Konfigurationen mit mehr als 11 Objekten Werte an, da man festgestellt hat, daß Konfigurationen mit weniger Objekten außerordentlich unzuverlässig sind. Simulationen haben gezeigt, daß bei zehn Objekten ca. 50 %, bei neun Objekten sogar 80 % aller zufälligen Rangordnungen zu MDS-Lösungen führen, deren Stress-Werte zu einer fälschlichen Zurückweisung der Null-Hypothese führen würden (nach Gigerenzer 1981, S. 352f.).

		Anzahl der Dimensionen				
		1	2	3	4	5
Anzahl der Objekte	12	.341	.201	.111	.057	.021
	14	.379	.232	.142	.088	.052
	16	.408	.253	.164	.109	.073
	18	.432	.270	.180	.126	.090
	20	.448	.284	.194	.140	.104
	22	.461	.296	.206	.152	.116
	24	.474	.306	.216	.162	.126
	26	.486	.316	.226	.172	.136
	28	.493	.321	.232	.177	.141
	30	.498	.327	.237	.183	.147
	32	.504	.332	.242	.188	.152
	34	.509	.336	.246	.192	.156
	36	.513	.340	.250	.196	.160
	38	.519	.345	.255	.201	.165
	40	.523	.348	.258	.204	.168
	42	.527	.352	.262	.208	.172
	44	.532	.355	.265	.211	.175
	46	.536	.359	.269	.215	.179
	48	.540	.362	.272	.218	.182

Tabelle 2: Schätzungen der kritischen Stress-Werte für alpha = .01 (nach Gigerenzer 1981, S. 353).

In vielen Fällen legt bereits der Versuchsplan und der untersuchte Gegenstandsbereich aus theoretischen Überlegungen eine bildliche Repräsentation als Modell nahe. Als Beispiel dafür könnten wieder die Daten für den Quintenzirkel gelten: Aus musiktheoretischen Überlegungen ist die Kreisdarstellung bereits bekannt. Die empirisch gewonnenen Daten (z. B. aus Ähnlichkeitsbeurteilungen von Akkorden) könnten mit einer MDS dargestellt und die Ergebniskonfiguration aus den empirischen Daten danach mit dem Modell verglichen werden. Der Kongruenzkoeffizient von Leutner & Borg (siehe Lingoes & Borg 1983; Leutner & Borg 1983, 1985) bietet die Möglichkeit, die Signifikanzen der Übereinstimmung zwischen zwei Skalierungslösungen zu berechnen. Auch dieses Vorgehen ist jedoch als Hypothesenprüfung nur in Verbindung mit geometrischen Meßmodellen zu empfehlen.

5. Ausblick

Die Methode MDS könnte in der musikpädagogischen Forschung in vielfältiger Weise eingesetzt werden. Die Anforderungen an die Daten sind relativ gering, die Programme leicht anzuwenden. Vielfach wurde die MDS deshalb bereits als Wundermittel in der Forschung gepriesen, da selbst bei zunächst unübersichtlichen Daten theoretische Aussagen abgeleitet werden konnten. Kritiker der MDS prägten den Spruch „garbage in - genius out“: Selbst wenn man sinnlose Daten eingibt, kann es passieren, daß eine Interpretation der Konfigurationen möglich ist. Andere Kritiker weisen darauf hin, daß die Algorithmen der Programme mathematisch so kompliziert seien, daß ein Nachvollzug des Lösungsweges bei manchen Programmen nicht mehr möglich ist.
Auf alle Fälle muß der Anwender die Grenzen der Möglichkeiten von MDS-Programmen kennen:

– Die Lösungskonfigurationen sind keine Skalierungsmethoden im Sinne eines Metermaßes, sondern immer *Versuche* einer metrischen Anpassung an empirische Daten. Jeder Stress-Wert größer als Null zeigt eine unzulängliche Repräsentation an, die nicht überinterpretiert werden darf.
– Mit verschiedenen Programmen kann man unter bestimmten Umständen sehr differierende Ergebniskonfigurationen von denselben Ursprungsdaten bekommen. Es ist deshalb wichtig, nicht nur mit einem Programm allein zu arbeiten.
– Der Einsatz der MDS als konfirmatorisches Verfahren (Borg 1981, S. 291ff.) ist nur begrenzt möglich. Ebenso wie die Faktorenanalyse bieten MDS-Programme hauptsächlich eine Möglichkeit der übersichtlichen

Darstellung von empirischen Daten. Darüber hinaus testet die MDS Hypothesen über Anzahl und Art der Dimensionen, jedoch immer aufgrund der *ungeprüften* Hypothese, daß eine Minkowski-Metrik die Struktur der Ähnlichkeitsurteile darstellt.

– Die Übereinstimmung einer MDS-Lösung mit einem theoretischen Modell oder der Vergleich individueller Unterschiede in MDS-Lösungen bieten weitere Möglichkeiten. Beim Vergleich von Lösungen oder bei der Überprüfung des Ausmaßes der Übereinstimmung von zwei Konfigurationen ergeben sich jedoch auch wieder Probleme, die mit der speziellen Situation des Skalenniveaus zusammenhängen: Z. B. werden die Ordinaldaten durch den Programmalgorithmus zu metrischen Daten (zu Problemen der Konfigurationsähnlichkeit siehe Droge & Bien 1985, Borg & Leutner 1985).

Wegen der Vielfalt der Programme und der Probleme ist eine begrenzte Beschäftigung mit den mathematischen Grundlagen der MDS-Modelle nicht zu vermeiden, wenn man sich nicht der Unseriösität schuldig machen will. Einen Überblick gibt Gigerenzer (1981, S. 309ff.). Der Einstieg in die Programmalgorithmen kann mit dem gut verständlichen Buch von Borg (1981) geschafft werden. Weitergehende Details finden sich bei Carroll (1983) und Schönemann & Borg (1983). Die Grundlagen der MDS sind nicht übermäßig kompliziert und auch von Nicht-Mathematikern durchaus zu verstehen.

In der Musikpsychologie ist die Methode der MDS bereits vielfach erfolgreich verwendet worden. Bekannt ist wahrscheinlich die Untersuchung von Shepard (1965), in der eine empirische Bestätigung für die Tonhöhenspirale von Revesz gelang (siehe Abbildung 6). Eine Zusammenfassung der wichtigsten Arbeiten findet sich bei Bharucha (1985), Deutsch (1985) und Gigerenzer (1985).

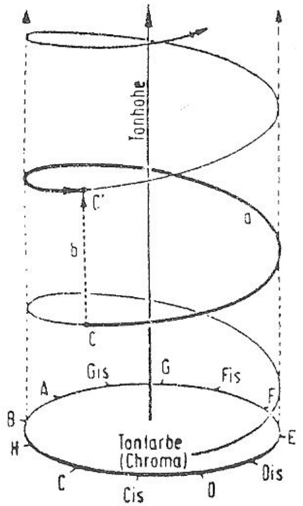

Abbildung 6: Die Tonhöhenspirale nach Revesz (Shepard 1965).

Anmerkung

Programme zur Durchführung einer MDS sind relativ leicht erhältlich. Die neuesten Versionen der Statistikpakete SPSS-X und SAS beinhalten eine Version von ALSCAL-82, einem Programmpaket mit vielfältigen Optionen. Eine Liste der wichtigsten Forschungszentren, die an Programmen der MDS arbeiten, findet sich bei Borg (1981, S. 525f.). Über diese Adressen bekommt man die neuesten Versionen aller Programme, die Kosten betragen durchweg zwischen $ 200 und $ 250. Mehrere dieser Programme sind bereits auch für Personalcomputer erhältlich.

Literatur

Bharucha, J. J.: Kognitive Musikpsychologie. In: Bruhn, H./Oerter, R./Rösing, H. (Hg.): Musikpsychologie. München 1985, S. 123-132.

Borg, I.: Anwendungsorientierte multidimensionale Skalierung. Berlin 1981.

Borg, L/Leutner, D.: Measuring the similarity of MDS configurations. In: Multivariate Behavioral Research 20 (1985), S. 325-334.

Bruhn, H.: Traditionelle Methoden der Musikbeschreibung. In: Bruhn, H./Oerter, R./Rösing, H. (Hg.): Musikpsychologie. München 1985, S. 494-501.

Droge, U./Bien, W.: Prüfung von Konfigurationsähnlichkeiten. Eine Replik auf Leutner & Borg. In: Diagnostika 31 (1985), S. 197.

Carroll, J. D.: Modelle und Methoden für multidimensionale Analysen von Präferenzwahl- (oder andere Dominanz-)Daten. In: Feger, H./Bredenkamp, J. (Hg.): Messen und Testen (Enzyklopädie der Psychologie Band B 13). Göttingen 1983, S. 201-256.

Deutsch, D.: Verarbeitung und Repräsentation von Tonkombinationen. In: Bruhn, H./Oerter, R./Rösing, H. (Hg.): Musikpsychologie. München 1985, S. 133-140.

Gigerenzer, G.: Messung und Modellbildung in der Psychologie. München 1981.

Gigerenzer, G.: Messung und Modellbildung. In: Bruhn, H./Oerter, R./Rösing, H. (Hg.): Musikpsychologie. München 1985, S. 485-494.

Ingenkamp, K.: Testkritik ohne Alternative — eine kritische Darstellung der Argumentation radikaler Schultestkritik in der deutschen Fachliteratur. In: Jäger, R. S./Ingenkamp, K./Stark, G. (Hg.): Tests und Trends 1981. Weinheim 1981, S. 71-140.

Kerlinger, F. N.: Foundation of behavioral research. London 1973.

Kluck, M.-L.: Einige Probleme bei der Messung von „Integration“. In: Mandl, H./Huber, G. L. (Hg.): Kognitive Komplexität. Göttingen 1978, S. 249-262.

Leutner, D./Borg, I.: Zufallskritische Beurteilung der Übereinstimmung von Faktor- und MDS-Konfigurationen. In: Diagnostica 29 (1983), S. 320-335.

Leutner, D./Borg, I.: Zur Messung der Übereinstimmung von multidimensionalen Konfigurationen mit Indizes. In: Zeitschrift für Sozialpsychologie 16 (1985), S. 29-35.

Lingoes, J. C./Borg, I.: A quasi-statistical model for choosing between alternative configurations derived from ordinally constrained data. In: British Journal of Mathematical and Statistical Psychology 36 (1983), S. 36-53.

Schoenemann, P. H./Borg, I.: Grundlagen der mehrdimensionalen metrischen Skaliermethoden. In: Feger, H./Bredenkamp, J. (Hg.): Messen und Testen (Enzyklopädie der Psychologie Band B I 3). Göttingen 1983, S. 257-345.

Shepard, R. N.: The analysis of proximity: multidimensional scaling with an unknown distance function. 1. Teil. In: Psychometrica 27 (1962), S. 125-139.

Shepard, R. N.: Approximation to uniform gradients of generalization by monotone transformations of scale. In: Mostofsky, D. I. (Hg.): Stimulus generalization. Stanford 1965, S. 94-110.

Wender, K.: Die Metrik der multidimensionalen Skalierung als Funktion der Urteilsschwierigkeit. In: Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie 18 (1971), S. 166-187.

Herbert Bruhn, Dipl. Psych.
Institut für Empirische Pädagogik
und Pädagogische Psychologie
Universität München
Leopoldstr. 13
8000 München 40

Prof. Dr. Gerd Gigerenzer
Fachgruppe Psychologie
Universität Konstanz
Postfach 5560
7750 Konstanz