59. STEGEMANN, J.: Leistungsphysiologie. Physiologische Grundlagen der Arbeit und des Sports. Georg Thieme Verlag, Stuttgart 1977.
60. STEGMANN, H./KINDERMANN, W./SCHNABEL, A.: Lactate kinetics and individual anaerobic threshold. Int. J. Sports. Med. 2, 1981. 160–165.
61. STEGMANN, H./KINDERMANN, W.: Comparison of prolonged exercise tests at the individual anaerobic threshold and the fixed anaerobic threshold of 4 mmol/l lactate. Int. J. Sports Med., 1982. 105–110.
62. STRYER, L.: Biochemistry. W. H. Freeman and Company, New York 1988.
63. VARJU, D.: Systemtheorie für Biologen und Mediziner. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, New York 1977.
64. WIESER W.: Bioenergetik. Georg Thieme Verlag, Stuttgart, New York 1986.

MICHAEL RÖHR, LUTZ NORDMANN

Strukturanalysen sportmotorischer Leistungen

Zusammenfassung

Der vorliegende Beitrag setzt sich zum Ziel, die Fülle anfallender Beobachtungsdaten von sportmotorischen Leistungen zu reduzieren, um Zufälliges von Gesetzmäßigem zu trennen. Allgemeingültige Aussagen werden unter Zuhilfenahme multivariater Strukturanalysen angestrebt. Ausgehend von einer Erklärung des Begriffes „statistisches Modell" werden die Vor- und Nachteile der kanonischen Korrelationsanalyse sowie der Redundanzanalyse diskutiert. Es wird eine Realanalyse von Daten mittels Redundanzanalyse vorgenommen.

Abstract

This article aims at the reduction of material gained by observation of motorical performances in order to differentiate between the occasional and the regular. Universally valid conclusions are achieved by multivariate structural analysis. Starting with an explanation of the concept „statistic model", advantages and disadvantages of canonical correlation analysis as well as redundancy analysis are discussed.

1. Anliegen

Die Theorie der sportmotorischen Leistung bzw. Leistungsfähigkeit ist eine wesentliche Grundlage für die praktische Beherrschung des Prozesses der Herausbildung und Erhaltung der körperlich-motorischen Leistungsfähigkeit.[1] Insofern hat das erkenntnistheoretische Interesse an diesem wissenschaftlichen Gegenstand in letzter Instanz eine zutiefst praktische Dimension.

Zweifellos sind sportmotorische Leistungen – wie überhaupt alle Lebenserscheinungen – von außerordentlich komplexer Natur. Wesentliche Komplexitätseigenschaften lebender Systeme (auch in bezug auf die menschliche Motorik) sind deren hierarchische und sequentielle Strukturierung sowie deren dynamische (oder auch funktionelle) Ordnung. Mit beiden Aspekten verbinden sich unterschiedlich akzentuierte Forschungsperspektiven. In jedem Fall aber geht die Suche nach Regelmäßigkeiten (im Sinn von Ordnungs- oder Organisationsprinzipien) in bezug auf derartige Phänomene mit einer Komplexitätsreduktion gewonnener Beobachtungsdaten einher, soll das Gesetzmäßige von Zufälligem unterschieden werden. Das methodologische Vorgehen ist in diesem Zusammenhang auf die Beantwortung folgender Fragen ausgerichtet:

- In welchem Maße sind komplexe motorische Leistungen reduzierbar?
- Worauf sind sie reduzierbar?
- Inwieweit kann Zufälliges von Gesetzmäßigem getrennt werden?

Die stärker empirisch akzentuierte Bewegungsforschung ist primär dem nomothetischen Paradigma verpflichtet. Allgemeingültige Aussagen werden angestrebt. Sie sind aber nur möglich, wenn man die Fülle anfallender Beobachtungsdaten reduziert, indem man versucht, ihre Struktur zu extrahieren.

Das Ziel von Strukturanalysen in der bewegungs- und trainingswissenschaftlichen Forschung besteht darin, elementare Dimensionen oder Fähigkeiten zu bestimmen, die

- inhaltlich voneinander abgrenzbar sind;
- in ihrem Zusammenwirken komplexes motorisches Verhalten bedingen;
- möglichst einfach strukturiert und
- konzeptionell voneinander unabhängig sind.

Eine allgemein anerkannte Grundlage für die skizzierten Bemühungen liegt mit dem sportmotorischen Fähigkeitskonzept, das einzelnen Fähigkeitsbereichen spezifische Adaptationsmechanismen zuordnet (oder umgekehrt), vor. Naturgemäß sind unterschiedliche Analyseebenen und Erkenntnisziele zu unterscheiden. Bekannt sind entsprechende Versuche, die Struktur der körperlichen Leistungsfähigkeit insgesamt (GROPLER/THIESS 1974), im koordinativen Bereich unter wiederum zu unterscheidenden, sehr verschiedenen Zielsetzungen (HIRTZ 1979; ROTH 1982; RAUCHMAUL 1984; ZIMMER 1984, 1989;

[1] Körperliche, motorische und sportliche Leistungsfähigkeit sind Fachbegriffe, die zwar eine gewisse Spezifik der menschlichen Leistungsfähigkeit in den verschiedenen Bereichen des Sports zum Ausdruck bringen sollen (SCHNABEL 1986, S. 24f.), im Grunde genommen aber zusammen mit dem Begriff der sportmotorischen Leistungsfähigkeit synonym verwandt werden.

TEIPEL 1988) sowie im konditionellen Bereich (BÜHRLE/SCHMIDTBLEICHER 1981; BÜHRLE 1989) weiter aufzuhellen.

Entscheidend für das Gelingen derartiger Versuche ist neben der theoretisch-konzeptionellen Fundierung des forschungsmethodischen Vorgehens die Anwendung eines problemadäquaten mathematisch-statistischen Instrumentariums. Die damit verbundenen Schwierigkeiten und wohl auch die Gefahren haben mit den gewachsenen programmtechnischen Möglichkeiten ebenso zugenommen wie die durch diese Entwicklung getragenen neuen Erkenntnisperspektiven.

In der empirischen Forschung werden seit langem multivariate statistische Methoden angewandt, um z. B. Strukturaussagen treffen zu können. Hierfür existieren verschiedene Verfahren. Der Anwender steht vor der Frage, welche strukturanalytische Methode seiner Fragestellung, seinem theoretischen Kontext und seinen Daten entspricht. Das Prinzip der „besten Interpretierbarkeit" der Daten (SCHMIDT 1989) kann hierfür natürlich keine ernstzunehmende Lösung sein.

Über die Anwendung strukturanalytischer mathematisch-statistischer Methoden wird der Versuch unternommen, von beobachteten Phänomenen (Indikatoren) auf zugrundeliegende allgemeingültige Eigenschaften (z. B. Dimensionen) und ihre Beziehungen zu schließen. Hierbei wird die Erarbeitung struktureller Modelle für Variablen (sog. „V-Bereiche" nach MAYER 1989) angestrebt. Im Hinblick auf die einzusetzenden statistischen Verfahren werden Ein-Bereich- und Zwei-Bereich-Strukturen unterschieden. Im ersten Fall geht es um die Struktur nur eines Bereiches an sich; im zweiten um die Wechselbeziehung(en) beider Bereiche, gekennzeichnet entweder auf der Ebene einer **Struktur und** eines **V-Bereiches** oder von **zwei Strukturen.** Die dazugehörigen statistischen Modelle sind

- die Hauptkomponentenanalyse (Principal Component Analysis, PCA);
- die Redundanzanalyse (Redundancy Analysis, RdA) bzw.
- die kanonische Korrelationsanalyse (Canonical Correlation Analysis, CCA).

Bezogen auf den Objektbereich der sportmotorischen Leistungsfähigkeit bzw. wesentlicher Teile davon liegen Strukturanalysen u. a. von HIRTZ (1979), ROTH (1982), BÖS/MECHLING (1983), MAYER (1989) und BÜHRLE (1990) vor. Während MAYER (1989) Ein-Bereich-Strukturen für komplexe motorische Leistungen (Hindernis- bzw. Gewandtheitslauf) untersucht, liegen von BÖS/MECHLING (1983) mehrere Zwei-Bereich-Analysen mit sukzessiv erweiterten Prädiktormengen (dort Stufen der Modellprüfung genannt) vor. Diese Einordnung orientiert sich ausschließlich an der Beschaffenheit der Variablenmengen. Deshalb wird die Arbeit von MAYER den Ein-Bereich-Strukturen zugeordnet, obwohl dort die gemeinsame Struktur der beiden Bereiche „Variablen" und „Personen" behandelt wird.

Nachfolgend soll die bislang selten angewandte Technik der Redundanzanalyse (VAN DEN WOLLENBERG 1979) auf ihre Brauchbarkeit für Strukturanalysen im Bereich der sportlichen Motorik geprüft werden.

2. Statistische Modelle[1]

Ausgangspunkt ist die Existenz von zwei Variablenmengen $\mathbf{X} = [X_1 \ldots X_i \ldots X_p]^T$ und $\mathbf{Y} = [Y_1 \ldots Y_j \ldots Y_q]^T$, wobei $p \leq q$ gelte. Aus den Komponenten von **X** und/oder **Y** werden in jedem Fall Linearkombinationen gebildet:

$$U = \mathbf{a}^T\mathbf{X} = \sum_{i=1}^{p} a_i X_i,\ V = \mathbf{b}^T\mathbf{Y} = \sum_{j=1}^{q} b_j Y_j .$$

Zur Vereinfachung der Ableitungen wird weiterhin vorausgesetzt, daß die Variablen X_i $(i = 1,\ldots,p)$, Y_j $(j = 1,\ldots,q)$ und die Linearkombinationen U, V standardisierte Zufallsgrößen[2] sind.

2.1. Kanonische Korrelationsanalyse

Die CCA sucht die (Gewichte der) Linearkombinationen U und V so, daß deren Korrelation r = corr (U, V) maximal ist. Es gilt corr (U, V) = corr $(\mathbf{a}^T\mathbf{X}, \mathbf{b}^T\mathbf{Y}) = \mathbf{a}^T\mathbf{R}_{xy}\,\mathbf{b}$. Dabei sind zunächst die Koeffizienten a_i und b_j unbekannt. In dem von HOTELLING entworfenen Modell der CCA werden folgende Forderungen gestellt:
- für $m = n$ $(m, n = 1,\ldots,p)$ korrelieren die Linearkombinationen U_m und V_n (sukzessiv) maximal;
- für $m \neq n$ $(m, n = 1,\ldots,p)$ sind die Linearkombinationen U_m und V_n, für $m_1 \neq m_2$ $(m_1, m_2 = 1,\ldots, p)$ die Linearkombinationen U_{m1} und U_{m2} und für $n_1 \neq n_2$ $(n_1, n_2 = 1,\ldots,p)$ die Linearkombinationen V_{n1} und V_{n2} unkorreliert.

Daraus läßt sich (vgl. ANDERSON 1958) eine Beziehung zur Ermittlung der unbekannten Koeffizienten a_i herleiten.

$$(\mathbf{R}_{XY}\,\mathbf{R}_{YY}^{-1}\,\mathbf{R}_{YX} - \delta\mathbf{R}_{xx})\,\mathbf{a} = \mathbf{O}_p .$$

Das ist ein verallgemeinertes Eigenwertproblem mit den Eigenwerten δ_i $(i = 1,\ldots,p)$. Es gilt $\delta_1 \geq \ldots \geq \delta_i \geq \ldots \geq \delta_p$. Es läßt sich zeigen, daß δ_i gleich dem Quadrat des Korrelationskoeffizienten der Linearkombinationen U_i und V_i $(i = 1,\ldots,p)$ ist. Die unbekannten Gewichte b_j berechnen sich aus der Beziehung

$$\frac{1}{\sqrt{\delta}}\ \mathbf{R}_{YY}^{-1}\,\mathbf{R}_{YX}\,\mathbf{a} .$$

$r_i = \sqrt{\delta_i}$ heißt i-ter kanonischer Korrelationskoeffizient. Die Linearkombinationen U_i bzw. V_i $(i = 1,\ldots,p)$ heißen kanonische Variablen (des X- bzw. Y-Bereichs). Die Komponenten a_{ji} $(j = 1,\ldots,p)$ von $\mathbf{a}_i$ bzw. b_{ji} $(j = 1,\ldots,q)$ von $\mathbf{b}_i$ heißen kanonische Gewichte.

[1] Es folgt eine heuristisch beschreibende Kennzeichnung von RdA und CCA. Eine umfassendere Darstellung der Verfahren findet sich bspw. in der Monographie von RÖHR, die von Interessenten beim Autor angefordert werden kann.

[2] Das bedeutet keinerlei Einschränkungen der Allgemeingültigkeit.

Der Begriff der Redundanz wurde von STEWART/LOVE (1968) in die Analyse von Zwei-Bereich-Strukturen eingeführt. Als allgemeine Kennzahl beschreibt die Redundanz das Ausmaß an gemeinsamer Varianz zwischen den Variablen eines Bereichs und einer Linearkombination aus den Variablen des anderen Bereichs:
... the index of redundancy ... „is an index of the proportion of variance of C (riteria; M. R.) predictable from P (redictors; M. R.), ..." (p. 161)
VAN DEN WOLLENBERG (1977) definiert:
... „redundancy index ... is ... the mean variance of the variables of one set that is explained by a canonical variate of the other set." (p. 208)
Mit $q = 1$, $p > 1$ und $q = 1$, $p = 1$ sind die multiple und die einfache Korrelation als Spezialfälle in der CCA enthalten.

2.2. Redundanzanalyse

Ohne Beschränkung der Allgemeinheit sei angenommen, daß die q-Variablen des Y-Bereichs eine Rolle als Kriterien (im Sinne von vorherzusagenden Größen) übernehmen. Demzufolge sind die p-Variablen des X-Bereichs in der Rolle von Prädikatoren (vorhersagenden Größen).
Um eine Varianzaussage im Sinn der Redundanz zu erhalten, sind zunächst die Interbereichsladungen (Korrelationen zwischen den Kriterien Y_j von **Y** und der Linearkombination U der Prädikatoren X_i von **X**) zu berechnen. Deren Quadrate ergeben als Bestimmtheitsmaße direkt die gewünschte Information über die Varianz. Es gilt:
$R_{YU} = \text{corr}\,(\mathbf{Y}, U) = \text{corr}\,(\mathbf{Y}, \mathbf{a}^T\mathbf{X}) = \text{corr}\,(\mathbf{Y}, \mathbf{X})\,\mathbf{a} = \mathbf{R}_{YX}\,\mathbf{a}$.
Die Gesamtmenge der durch U in Y redundanten Varianz ergibt sich als Summe der Quadrate der Interbereichsladungen,[1] d. h.

$$\mathbf{R}_{YU}^T\,\mathbf{R}_{YU} = \mathbf{a}^T\,\mathbf{R}_{XY}\,\mathbf{R}_{YX}\,\mathbf{a}.$$

Die Koeffizienten a_i der Linearkombination U sind bisher unbekannt. In dem von VAN DEN WOLLENBERG (1977) entworfenen Modell der RdA werden zwei Forderungen gestellt:
- die Redundanz durch die Linearkombination U_i in **Y** $(i = 1,\ldots,p)$ soll (sukzessiv) maximal sein;
- für $i_1 \neq i_2$ $(i_1, i_2 = 1,\ldots,p)$ sind die Linearkombinationen U_i unkorreliert.

Daraus läßt sich (vgl. RÖHR 1987) eine Beziehung zur Ermittlung der unbekannten Koeffizienten a_i herleiten:

$$(\mathbf{R}_{XY}\,\mathbf{R}_{YX} - \mu\mathbf{R}_{XX})\,\mathbf{a} = \mathbf{O}_p.$$

Das ist ein verallgemeinertes Eigenwertproblem mit den Eigenwerten μ_i $(i = 1,\ldots,p)$. Es gilt $\mu_1 \geq \ldots \geq \mu_i \geq \ldots \geq \mu_p$. Es läßt sich zeigen, daß μ_i gleich

[1] Das von STEWART/LOVE definierte Redundanzmaß ist das mittlere Bestimmtheitsmaß der Kriterien Y, durch U, d. h. $(\mathbf{a}^T\mathbf{R}_{xy}\mathbf{R}_{yx}\mathbf{a})/q$.

der durch die i-te Linearkombination U_i in **Y** redundanten Varianz ist. μ_i heißt i-ter Redundanzkoeffizient im Y-Bereich. Die Linearkombinationen U_i ($i = 1,\ldots,p$) heißen Redundanzvariablen. Die Komponenten a_{ji} ($j = 1,\ldots,p$) von a_i heißen Redundanzgewichte der Redundanzvariablen U_i.

2.3. Vergleich von RdA und CCA

Die CCA als eine Form der Korrelationsanalyse fragt nach der Wechselbeziehung sachlogisch gleichberechtigter V-Bereiche (impliziert also eine Gleichgewichtigkeit beider Bereiche). Die RdA ordnet dagegen den Bereichen unterschiedliche Funktionen zu: Ein Bereich übernimmt die Ursachenrolle (Prädiktoren), der andere die Ergebnisrolle (Kriterien). Bei der CCA werden simultan Paare von Linearkombinationen extrahiert, die RdA ermittelt nur Linearkombinationen im Prädiktorenbereich. Die RdA maximiert in jedem Schritt die Redundanz im Kriterienbereich, wogegen bei der CCA die Korrelation der (zusammengehörenden) Linearkombinationen maximiert wird.

2.4. Monotonie-Beziehungen

Die RdA sichert (siehe 2.2.) eine Maximalitäts-Monotonie-Relation der Redundanzkoeffizienten (bzw. auch der Redundanzmaße). Die CCA realisiert dieselbe Beziehung für die kanonischen Korrelationskoeffizienten (siehe 2.1.). Eine Maximalitäts-Monotonie-Relation der (kanonischen) Redundanzmaße folgt daraus nicht notwendig. In praktischen Fällen ist jedoch oft wenigstens eine Monotonie-Relation der Redundanzmaße gegeben. Als Beispiel dafür seien Daten von KENDALL (1957) herangezogen (vgl. Tabelle 1). Es ist aber auch möglich, daß bei der CCA selbst die Monotonie-Relation der Redundanzmaße verlorengeht. Als Beispiel dafür (vgl. Tabelle 2) dienen Daten von VAN DEN WOLLENBERG (1977).

Tab. 1: Ladungsmuster CCA KENDALL (1957) ($p = 5$; $q = 4$)

Interbereichsladungen	V_1	V_2	V_3	V_4	Kommunalitäten
X_1	–.814	.168	.059	.026	.694
X_2	–.753	.191	.028	.018	.603
X_3	.744	.188	–.109	.019	.601
X_4	.595	.164	.158	–.026	.407
X_5	–.683	.348	–.039	–.031	.589
					Σ 2.894
Redundanzmaße	.520	.050	.008	.001	Σ .579

Tab. 2: Ladungsmuster CCA VAN DEN WOLLENBERG (1977) ($p = 4$; $q = 4$)

Interbereichsladungen	U_1	U_2	U_3	U_4	Kommunalitäten
Y_1	.327	.183	–.360	–.550	.573
Y_2	–.419	–.326	–.137	–.545	.598
Y_3	–.108	.596	.402	–.304	.621
Y_4	.202	–.218	.627	–.329	.590
					Σ 2.382
Redundanzmaße	.084	.135	.176	.200	Σ .595

Nr. d. Stufe	Prädikatoren
1	Motorikdimensionen; $p = 3$
2	Motorikdimensionen + Beweglichkeit + Konstitution; $p = 13$

Es handelt sich im einzelnen um die Variablen:

X_1 Maximalkraft
X_2 kardiopulm. Ausdauer
X_3 Koordination

X_4 Drehung
X_5 Beugung
X_6 Spreizung

$X_7, \ldots, X_{13}$ Dummyvariablen Konstitutionstypen

Y_1 Haro
Y_2 Herzberg
Y_3 KTK
Y_4 Geschicklichkeit
Y_5 dynamische Kraft

3. Reanalyse[1]

Um die im Anliegen formulierte Zielstellung erreichen zu können, haben wir auf das von K. Bös und H. MECHLING vorgelegte und statistisch abgesicherte Modell der sportmotorischen Leistungsfähigkeit zurückgegriffen und die Daten für eine Reanalyse mit der RdA-Technik herangezogen. Von den bei Bös/MECHLING (1983) untersuchten vier Stufen der Modellbildung wurden nur die ersten zwei in die Reanalyse einbezogen:
Grundlage der (vergleichenden) Interpretation sind in allen Fällen die Matrizen der entsprechenden Interbereichsladungen. Es wird zunächst die maximale Zahl berechenbarer kanonischer bzw. Redundanzladungen verwendet.

[1] Wir danken Herrn Professor Bös für die Bereitstellung der Daten und die Zustimmung zu ihrer Verwendung in dieser Arbeit.

3.1. Resultate

Tab. 3: Ladungsmuster CCA Bös/Mechling (1983), 1. Stufe Modellbildung (p = 3; q = 5)

Interbereichsladungen	U_1	U_2	U_3	Kommunalitäten
Y_1	.594	–.175	–.047	.386
Y_2	–.462	.218	–.005	.261
Y_3	.616	–.302	.002	.470
Y_4	.533	–.254	.020	.349
Y_5	.691	.246	–.003	.538
				Σ 2.004
Redundanzmaße	.341	.059	.001	Σ .401

Tab. 4: Ladungsmuster RdA Bös/Mechling (1983), 1. Stufe Modellbildung (p = 3; q = 5)

Interbereichsladungen	U_1	U_2	U_3	Kommunalitäten
Y_1	–.619	.033	–.042	.386
Y_2	.499	–.105	–.008	.261
Y_3	–.669	.151	.006	.470
Y_4	–.577	.124	.023	.349
Y_5	–.615	–.399	.008	.538
				Σ 2.004
Redundanzkoeffizienten	1.791	.210	.002	Σ 2.003
Redundanzmaße	.358	.042	.000	Σ .400

Tab. 5: Ladungsmuster CCA Bös/Mechling (1983), 2. Stufe Modellbildung (p = 13; q = 5)

Interbereichsladungen	U_1	U_2	U_3	U_4	U_5	Kommunalitäten
Y_1	.723	–.070	.114	.053	–.029	.544
Y_2	–.618	.181	–.100	.033	–.065	.430
Y_3	.707	–.127	–.133	.060	.008	.537
Y_4	.678	–.160	–.003	–.105	–.031	.497
Y_5	.639	.429	.007	–.002	–.004	.593
						Σ 2.601
Redundanzmaße	.454	.053	.008	.004	.001	Σ .520

Tab. 6: Ladungsmuster RdA Bös/Mechling (1983), 2. Stufe Modellbildung (p = 13; q = 5)

Interbereichsladungen	U_1	U_2	U_3	U_4	U_5	U_6[1] ...	Kommunalitäten
Y_1	–.727	–.037	–.081	–.074	–.040	–.000	.544
Y_2	.627	.159	.089	–.003	–.055	–.000	.430
Y_3	–.708	–.091	.161	–.038	.011	.000	.537
Y_4	–.685	–.134	.005	.100	–.029	–.000	.497
Y_5	–.621	.456	–.004	.017	.010	.000	.593
							Σ 2.601
Redundanzkoeffizienten	2.277	.261	.041	.017	.006	.000	Σ 2.602
Redundanzmaße	.455	.052	.008	.003	.001	.000	Σ .519

3.2. Interpretation

Für die erste Stufe der Modellprüfung wird angenommen, daß einfach strukturierte Meßinstrumente zur Erfassung motorischer Basisfähigkeiten (Dimensionen) eine statistisch bedeutsame und praktisch relevante Varianzaufklärung komplexer sportmotorischer Tests ermöglichen. Das bedeutet, daß komplexe sportmotorische Leistungen durch einfach strukturierte Motorik-Dimensionen hinreichend erklärt werden können (Bös/Mechling 1983, S. 115 f.).

Als Auswertungsverfahren wird dort die CCA verwendet, weil sie der Komplexität sozialwissenschaftlicher Fragestellungen in besonderem Maße entspricht (Gaensslen/Schubö 1973, S. 166). Für inferenzstatistische Zwecke werden zuerst die einzelnen kanonischen Korrelationskoeffizienten auf Signifikanz geprüft. Darüber hinaus werden die Interpretationsmöglichkeiten der CCA durch die Angabe der Extraktions- und Redundanzmaße erweitert. Redundanzmaße sind im Hinblick auf die interessierenden Erklärungszusammenhänge besonders bedeutsam, weil nur sie Aussagen über wechselseitig vorhersagbare Varianzen in den Bereichen gestatten.

Aus dieser Sicht verdeutlicht Tabelle 3, daß durch die drei Prädiktoren 40,1% der Varianz der Kriteriumsvariablen vorhersagbar ist. Das dritte Konstrukt trägt allerdings nicht zur Varianzaufklärung bei (0,1%).

Die Ergebnisse der RdA (Tabelle 4) liefern grundsätzlich das gleiche Bild. Die Änderungen der Redundanzmaße, individuell für die jeweils ersten beiden Dimensionen, sind nur unwesentlich. Das Gesamtmaß an redundanter Varianz in **Y** ist mit 40% konstant.

In Tabelle 7 sind die Differenzen zwischen kanonischen und Redundanz-Interbereichsladungen berechnet. Dazu ist zu bemerken, daß die Redundanzvariablen U_1 und U_2 gespiegelt wurden.[2]

[1] Die Ladungen in allen weiteren Redundanzvariablen U_7 bis U_{13} sind wie die von U_6 vernachlässigbar klein.

[2] Die mathematische Lösung des Eigenwertproblems der Redundanzanalyse ist nur eindeutig bis auf den Faktor (–1), so daß man die Vorzeichen der Werte aller Ladungen einer Linearkombination berechtigt einfach vertauschen (spiegeln) kann.

Tab. 7: Ladungsdifferenzen CCA-RdA (nach Spiegelung) Bös/Mechling (1983), 1. Stufe Modellbildung (p = 3; q = 5)

Ladungsdifferenzen	U_1	U_2	U_3
Y_1	–.025	–.142	–.005
Y_2	.037	.113	.003
Y_3	–.053	–.151	–.004
Y_4	–.044	–.130	–.003
Y_5	.076	–.153	–.011

Man erkennt aus Tabelle 7 eine Profilverschiebung für die Dimension U_2, die nun eindeutig mit der dynamischen Kraft korrespondiert: In der CCA hat Y_5 die höchste Ladung mit der ersten kanonischen Variablen (0.691), gefolgt von Y_3 und Y_1. Die zweite kanonische Variable verfügt über mäßige Ladungen in allen Variablen. Bei der RdA markiert Y_3 die erste Redundanzvariable (–0.669), gefolgt von Y_1 und Y_5. Die zweite Redundanzvariable besitzt nur eine deutliche Ladung, und zwar mit Y_5 (–0.399).
Für die zweite Stufe der Modellprüfung – das Prädiktorenmodell wird um die passiven Systeme der Energieübertragung (Beweglichkeit und Konstitution) erweitert – liefert der Vergleich der Befunde aus CCA (Tabelle 5) und RdA (Tabelle 6) die Vernachlässigbarkeit sämtlicher in Tabelle 8 berechneten Differenzen der Interbereichsladungen. Die betragsmäßig größte Abweichung hat den Wert 0.036.

Tab. 8: Ladungsmuster CCA-RdA (nach Spiegelung) Bös/Mechling (1983), 2. Stufe Modellbildung (p = 13; q = 5)

Ladungsdifferenzen	U_1	U_2	U_3	U_4	U_5
Y_1	–.004	–.033	.033	–.021	.011
Y_2	.009	.022	–.011	.030	–.010
Y_3	–.001	–.036	.028	.022	–.003
Y_4	–.007	–.026	.002	–.005	–.002
Y_5	.018	–.027	.003	.015	–.014

In bezug auf die angewandten Analyseinstrumente kommt es also in diesem Anwendungsfall zu identischen Ergebnissen, was u. E. zunächst vor allem für die Güte und die Konsistenz des Modells der Dimensionen sportmotorischer Leistungen von K. Bös und H. Mechling spricht.
Andererseits ist zu bemerken, daß die Hinzunahme von zehn Prädiktoren in der zweiten Stufe der Modellprüfung bei jeweils voller Dimensionszahl nur einen Zuwachs an redundanter Varianz von 2.602–2.003 = 0.599 erbringt. Legt man praktisch bedeutsame Größen für die Werte der Redundanzkoeffizienten fest (hier beispielsweise 0.200), sind aus der ersten und zweiten Stufe jeweils zwei Redundanzvariablen weiterzuverwenden. Dann beträgt der Zuwachs an redundanter Varianz 2.538–2.001 = 0.537. Das zeigt ein gewisses Aufwand-Nutzen-Mißverhältnis an, was auch positiv formuliert werden kann. Die Prädiktoren der ersten Modellstufe sind bereits so hochwertig, daß kaum

eine Verbesserung der Redundanz in Größenordnungen möglich ist. Bös/Mechling 1983, S. 258, weisen allerdings die Signifikanz der Modellverbesserung statistisch nach. Dieses Ergebnis sollte im Licht der Diskussion „statistische Signifikanz“ – „praktische Irrelevanz“ noch einmal überdacht werden.

4. Wertung

Es zeigt sich insgesamt kein eindeutiges Bild in der vergleichenden Wertung von CCA und RdA bei der Untersuchung von Zwei-Bereich-Strukturen. Aus den in dieser Arbeit angeführten (und einer Fülle weiterer) Analysen lassen sich zwei Folgerungen ableiten:

- Bei Realdaten liefern beide Methoden in den meisten Fällen praktisch gleichwertige Ergebnisse, d. h., die Differenzen der Ladungsmuster führen selten zu substantiell abweichenden Interpretationen.
- Es kann aber nicht davon ausgegangen werden, daß diese Übereinstimmung immer eintritt, denn es finden sich auch Befunde mit divergierenden Ladungsmustern. Als Beispiel dafür (vgl. Tabelle 9) soll eine Untersuchung von Miller/Farr (1971) dienen.

Tab. 9: Ladungsmuster RdA und CCA Miller/Farr (1971) (p = 14; q = 3)

Interbereichsladungen[1]	U_1	U_2	U_3	Kommunalitäten
Y_1	–.232	.318	.060	.159
	.163	–.339	–.131	
Y_2	–.489	–.021	–.129	.256
	.500	–.066	.039	
Y_3	.377	.169	–.130	.188
	–.373	–.126	.181	
				Σ .603
Redundanzmaße	.145	.042	.014	Σ .201
	.139	.045	.017	

Diese Einschätzungen stehen mit Ergebnissen von Lambert/Wildt/Durand (1988) in Einklang. Dort finden sich auch zwei weitere Beispiele, die die obigen Folgerungen numerisch stützen.
Zur Entscheidung bei der Verfahrenswahl (RdA versus CCA) empfiehlt es sich, vom Charakter der inhaltlichen Zielstellung auszugehen. Werden Aussagen über den *Zusammenhang* von zwei Bereichen angestrebt, ist die CCA das Verfahren der Wahl, da es modellmäßig die Wechselbeziehung zweier inhaltlich gleichgewichteter Bereiche abbildet. Dabei sollte aber den zwei Mengen von Redundanzmaßen der gefundenen kanonischen Variablen die gleiche Aufmerksamkeit wie den Werten der kanonischen Korrelationskoeffizienten zugebilligt werden. Steht dagegen eine Aussage über die *Abhängigkeit* eines

[1] Die oberen Zeilen sind die RdA-Werte, darunter stehen die entsprechenden CCA-Werte.

(Kriterien-)Bereichs von einer Menge von Variablen (Prädiktor-Bereich) im Vordergrund, sollte der RdA der Vorzug gegeben werden, da sie modellmäßig die Einfluß-Ziel-Relation der zwei im Sinn von Voraussetzung und Folge „geordneten" Bereiche berücksichtigt.
Im Bedarfsfall reanalysiert man die Daten zu Vergleichszwecken mit dem zunächst zurückgestellten statistischen Modell.[1]

Literaturnachweis

ANDERSON, T. W.: An introduction to multivariate statistical analysis, Wiley 1958.

BÖS, K./MECHLING, H.: Dimensionen sportmotorischer Leistungen, Schorndorf 1983.

BÜHRLE, M.: Maximalkraft – Schnellkraft – Reaktivkraft. Kraftkomponenten und ihre dimensionale Struktur, in: Sportwissenschaft (1989)3: 311–325.

BÜHRLE, M./SCHMIDTBLEICHER, D.: Komponenten der Maximal- und Schnellkraft – Versuch einer Neustrukturierung auf der Basis empirischer Ergebnisse, in: Sportwissenschaft (1981)1: 11–27.

GAENSSLEN, H./SCHUBÖ, W.: Einfache und komplexe statistische Analyse, München 1973.

GROPLER, H./THIESS, G.: Die Kennzeichnung der inneren Struktur der körperlichen Leistungsfähigkeit 8- bis 14jähriger Schüler, in: Theorie und Praxis der Körperkultur (1974)5: 414–436.

HIRTZ, P.: Untersuchungen zur koordinativ-motorischen Vervollkommnung von Kindern und Jugendlichen, Greifswald 1979, Diss. B an der Ernst-Moritz-Arndt-Universität.

KENDALL, M. G.: A course in multivariate analysis, New York 1957.

LAMBERT, Z. V./WILDT, A. R./DURAND, R. M.: Redundancy Analysis: An Alternative to Canonical Correlation and Multivariate Multiple Regression in Exploring Interset Associations, in: Psychological Bulletin (1988)2: 282–289.

MAYER, W.: Strukturanalysen sportlicher Bewegung unter Berücksichtigung interindividueller Unterschiede, in: Spectrum der Sportwissenschaften (1989)1: 26–46.

MILLER, J. K./FARR, D. S.: Bimultivariate redundancy: A comprehensive measure of interbattery relationsship, in: Multivariate Behavioral Research (1971)5: 313–324.

RAUCHMAUL, H.: Zur Struktur der motorischen Lernfähigkeit, Leipzig 1984, Diss. A an der DHfK.

RÖHR, M.: Kanonische Korrelationsanalyse, Berlin 1987.

ROTH, K.: Strukturanalyse koordinativer Fähigkeiten, Bad Homburg 1982.

SCHMIDT, H.: Methodik der Strukturanalyse – ein Beitrag zur Modellbildung in der Psychologie (1989): 129–149.

SCHNABEL, G.: Sportliche Leistung als Gegenstand der Theorie und Methodik des Trainings, in: Wissenschaftliche Zeitschrift der DHfK (1986)2: 16–30.

STEWART, D./LOVE, W.: A general canonical correlation index, in: Psychological Bulletin (1968)1: 160–163.

TEIPEL, D.: Diagnostik koordinativer Fähigkeiten. Eine Studie zur Struktur und querschnittlich betrachteten Entwicklung fein- und grobmotorischer Leistungen. München 1988.

VAN DEN WOLLENBERG, A. L., Redundancy analysis: An alternative for canonical correlation analysis, in: Psychometrika (1977)2: 207–219.

ZIMMER, H.: Zur Struktur der koordinativen Leistungsfähigkeit jüngerer trainierender Erwachsener, Leipzig 1984, Diss. A an der DHfK.

ZIMMER, H.: Beziehungen zwischen den Bernsteinschen Koordinationstaktiken und Strukturen der koordinativen Leistungsfähigkeit jüngerer trainierender Erwachsener, in: Theorie und Praxis der Körperkultur (1989) Beiheft 2, 36–40.

[1] Ein PASCAL-Programmsystem für XT/AT-Computer kann bei den Autoren angefordert werden.

GÜNTER AMESBERGER; RAIMUND SOBOTKA

Sport für soziale Randgruppen

Untersuchung der Persönlichkeitsentwicklung und Realitätsbewältigung durch Outdoor-Activities

Der vorliegende Beitrag informiert über das Projekt „Sport für soziale Randgruppen. Untersuchung der Persönlichkeitsentwicklung und Realitätsbewältigung durch Outdoor-Activities"[1], durchgeführt vom Institut für Sportwissenschaften der Universität Wien in Kooperation mit der Bewährungshilfe Wien.

1. Vorüberlegungen

Die „Vorgeschichte" des Projekts:

Mitarbeiter der Geschäftsstelle Wien des Vereins für Bewährungshilfe und soziale Arbeit führten unter der Leitung von Alfred Wagner mit Probanden[2] Skitouren durch. Die ersten Erfahrungen mit diesen Aktivitäten wurden sehr positiv bewertet und in einem kleinen Bericht niedergelegt, der bei der Bewährungshilfe aufliegt. Das Justizministerium, dem der Verein für Bewährungshilfe und Sozialarbeit zugeordnet ist, untersagte die weitere Durchführung aus Sicherheitsgründen, da diesbezüglich auch negative Erfahrungen vorlagen. Gleichzeitig wurde die Zusage gegeben, daß man grundsätzlich bereit wäre, mit alpinen Fachleuten derartige Programme zuzulassen.
In dieser Situation trat die Bewährungshilfe an Univ.-Prof. Dr. Raimund Sobotka vom Institut für Sportwissenschaften heran. Die Vorbesprechungen führten dazu, daß man sich entschloß, ein wissenschaftliches Projekt durchzuführen, in dessen Rahmen der Einsatz von „Outdoor-Activities" im Hinblick auf deren Relevanz für die Sozialarbeit geprüft werden sollte.

[1] **Das Projekt wurde finanziert von:** Bundesministerium für Wissenschaft und Forschung, Jubiläumsfonds der Nationalbank, Bundesministerium für Justiz.
Die Vorphase des Projekts wurde finanziell unterstützt von: Firma Polybau, Österreichisches Kuratorium für alpine Sicherheit, Verband Alpiner Vereine Österreichs, Verband der Österreichischen Berg- und Schiführer, Verband der Leibeserzieher Österreichs, Caritas.
Wir danken allen MitarbeiterInnen, all jenen Personen und Institutionen, die sich für dieses Projekt eingesetzt haben sowie den TeilnehmerInnen für ihre Unterstützung im Rahmen der Evaluation.

[2] Probanden sind Personen, die nach dem Absitzen einer Haftstrafe auf Bewährung frei sind und damit einen Bewährungshelfer zugeteilt bekommen haben. Es kann sich auch um Personen handeln, die nur auf Bewährung verurteilt wurden und dazu einen Bewährungshelfer beigestellt bekommen oder selbst einen Bewährungshelfer – freiwillig, zur Unterstützung in einer schwierigen Situation – wünschen.