

Aus dem Institut für Psychologie der Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Zur Psychometrie der Entscheidungen von Schulkindern bei Risiko

VON W. HOMMERS, Kiel

Zusammenfassung, Summary, Résumé

Durch das Verhalten in Entscheidungssituationen mit 3 Risiko-Alternativen wurden in früheren Arbeiten verschiedene Personenvariablen von Kindern gemessen. Mit dem logistischen Modell nach RASCH wird an 2 Datensätzen geprüft, welche dieser Variablen modelladäquat geschätzt werden kann und wie dazu das Verhalten der Vpn skaliert werden muß. Das polychotome Modell erschien angemessen. Es ermöglichte die Messung von 2 Personenvariablen, Wahrscheinlichkeitsorientierung und Erwartungswertorientierung, durch mehrkategoriale Skalierung des Entscheidungsverhaltens. Weiterhin wird der Zusammenhang zwischen Parameterschätzungen und Situationseigenschaften untersucht. Es zeigten sich bei beiden Datensätzen hohe Zusammenhänge, die die Portfolio-Theorie bestätigen.

The psychometrics of decisions of children in risky behaviour

In previous investigations several personality variables of children were measured on the basis of the behaviour in decisive situations (three risky alternatives were involved). The logistic model of RASCH is examined by means of two data records regarding the selection of those variables allowing model-adequate assessment and concerning the scaling of the behaviour of the subjects. The polychotomic model seemed to meet all requirements by allowing the measuring of two personality variables, probability orientation and expectation orientation by multi-categorical scaling of decision behaviour. The connection between parameter assessment and situative traits is investigated. In both data records many relations were found confirming the portfolio-theory. *(L. Candors)*

Psychométrie des décisions des écoliers en cas de risque

Diverses variables de la personnalité enfantine ont déjà fait l'objet de mesures à partir du comportement dans des situations critiques comportant 3 alternatives de risque. Grâce au modèle logistique de RASCH, on vérifie sur 2 systèmes de données laquelle de ces variables peut être estimée adéquate au modèle et de quelle manière il convient de mettre en échelle le comportement des sujets. C'est le modèle polychotome qui paraît convenir. Il a permis la mesure de 2 variables de la personnalité, orien-

tation de probabilité et orientation de valeur d'attente, par mise en échelle selon plusieurs catégories du comportement critique. On examine par ailleurs les rapports entre les estimations de paramètres et les qualités de situation. Dans les deux séries de données, se sont manifestés d'étroits rapports tendant à confirmer la théorie du portefeuille.

(J. Chanel)

1. Problemstellung

1.1 Einleitung

Unter Entscheidungsverhalten wird das Wählen einer von mehreren zur Auswahl stehenden Alternativen verstanden. Entscheidungen bei Risiko liegen insbesondere dann vor, wenn die möglichen Ergebnisse nach der Wahl einer Alternative durch einen bekannten Zufallsprozeß bestimmt und die Ergebnisse selbst mit ihren Wahrscheinlichkeiten bekannt sind. Im folgenden wird weiterhin davon ausgegangen, daß die Entscheidung (D) einer V_p v sowohl eine Funktion der durch die Alternativen gegebenen Situation s_i als auch einer latenten Eigenschaft x_v der V_p ist. Wir bevorzugen dabei den probabilistischen Ansatz des Rasch-Modells:

$$(1) \quad P(D) = f(x_v, s_i),$$

wobei $P(D)$ für die Wahrscheinlichkeit der Entscheidung steht.

1.2 Anzahl von Personenvariablen

In bezug auf die Frage nach der gesetzmäßigen Entwicklung des Entscheidungsverhaltens bei Schulkindern wurden für den in Tabelle 1 beschriebenen Situationstyp sowohl die Abhängigkeit des Verhaltens von verschiedenen Variablen des kognitiven Entwicklungsstandes, wie Alter, Begabung, Schulzugehörigkeit und Vorerfahrung, als auch die Validität des normativen Erwartungsmaximierungs-Modells untersucht (SCHMIDT, 1966; KLEBER, 1970; SCHUBRING, 1970; HOMMERS, 1974 und 1975).

Die Befunde der Arbeiten legten bisher die Annahme nahe, daß die Entwicklung des Entscheidungsverhaltens durch drei Personenvariablen, Wertorientierung (W), Sicherheitsorientierung (S) und Erwartungsmaximierungsorientierung (E) beschrieben werden kann, wobei diese Personenvariablen mit fortschreitendem Alter zwischen 8 und 11 Jahren in der angegebenen Reihenfolge das Entscheidungsverhalten kontrollieren. Diese Variablen wurden gemessen durch die Häufigkeit von Wahlen der Alternative mit dem maximalen Gewinnwert als Maß für W, der Häufigkeit der

Tabelle 1

Schematischer Aufbau der n-Gewinn-Alternativen-Entscheidungssituation

(Es gilt: Wenn $i < j$, dann $P_i < P_j$ und $V_i > V_j$. Bei der im folgenden vorliegenden Alternativenzahl $n=3$ wird die erste Alternative mit Wert- (W-), die zweite Alternative mit Lage- (L-) und die dritte Alternative mit Sicherheits- (S-)Alternative bezeichnet. Die Alternative mit maximalem Produkt von P und V heißt Erwartungswertmaximum- (EW-MAX-)Alternative.)

	Alternative						
	1	2	3	n
Gewinnwahrscheinlichkeit	P_1	P_2	P_3	.	.	.	P_n
Gewinnwert	V_1	V_2	V_3	.	.	.	V_n

Wahl der Alternative mit der maximalen Gewinnwahrscheinlichkeit als Maß für S und der entsprechenden Wahlhäufigkeit für E. Es wurde dabei vorausgesetzt, daß es notwendig ist, jedem Individuum für jede dieser Variablen einen Wert zuzuweisen. Dies ist schon unter Hinweis auf die zwangsläufige, wenngleich von der Alternativenzahl abhängige, Korreliertheit der Größen aufgrund der Konstruktionseigenschaften der zugrundeliegenden Entscheidungssituationen anzuzweifeln. Außerdem liegt mit der Portfolio-Theorie im allgemeinpsychologischen Bereich eine deskriptive Theorie für das Entscheidungsverhalten bei Risiko vor (siehe z.B. COOMBS und HUANG, 1970), die mit zwei Bestimmungsgrößen des Entscheidungsverhaltens auskommt. Es erscheinen deswegen Zweifel an der notwendigen Unterscheidung dreier Personenvariablen berechtigt. Die vorliegende Arbeit soll hierzu durch Anwendung des dichotomen und polychotomen Rasch-Modells einen weiterführenden Beitrag leisten (zur Theorie der logistischen Rasch-Modelle siehe FISCHER, 1974).

1.3 Prüfung der Portfolio-Theorie mit Parameterregression

Auf der Basis der logistischen Modelle sind Parameter für Entscheidungssituationen bzw. ihre Situationsalternativen schätzbar. Diese können als Schwierigkeitskoeffizienten interpretiert werden. Es stellt sich die Frage, von welchen Eigenschaften der Situationen die Werte der Koeffizienten abhängen. Berechtigt erscheint diese Frage besonders unter dem Aspekt, daß die Koeffizienten von den Versuchspersonen wegen der formalen Eigenschaften der logistischen Modelle nicht abhängen.

Für die Klärung der Abhängigkeit der Situationsparameter von Situationseigenschaften eignen sich die multifaktoriellen Modellerweiterungen. In der Arbeit von SCHEIBLECHNER (1972) ist es gelungen, die Schwierigkeit von Problemlöseaufgaben auf die Schwierigkeit von verschiedenen Teilaspekten der Probleme zurückzuführen. Es wurde dort von Parameterschätzungen des dichotomen Modells ausgegangen. Außerdem waren die Teilaspekte qualitative Variablen.

Bei Entscheidungssituationen wird es zunächst möglich sein, metrische Eigenschaften der Situationen zur Ableitung der Parameter zu benutzen. Weiterhin besitzen die „Aufgaben“ in diesem Fall mehr als 2 Kategorien der „Lösung“, so daß möglicherweise auch polychotome Parameterschätzungen benutzt werden müssen. In Anlehnung an die Vorgehensweise von SCHEIBLECHNER soll aber auch hier ein linearer Regressionsansatz zur Prüfung der Abhängigkeit zur Anwendung kommen.

Der Versuch, globale Schwierigkeitskoeffizienten auf explizite Eigenschaften der Situationen zurückzuführen, soll im Zusammenhang mit der Portfolio-Theorie erfolgen. Dies empfiehlt sich, weil einerseits durch eine theoriegeleitete Suche nach möglichen Abhängigkeiten die Wahrscheinlichkeit zufällig signifikanter Ergebnisse verringert wird. Andererseits wird dadurch aber auch die inhaltliche Theorie einer Bewährungsprobe zugeführt. Die Portfolio-Theorie besagt, daß die Entscheidung einer V_p bei Risiko-Alternativen durch eine Erwartungsmaximierungstendenz und eine Tendenz zur Minimierung des Abstands des Risikos der Alternativen zum Idealen Risiko bestimmt wird. Es soll deswegen hier die Frage geklärt werden, ob eine multiple Korrelation zwischen den Parameterschätzungen des Rasch-Modells und den entsprechenden Eigenschaften der Alternativen besteht. Dazu ist es notwendig, den Begriff des Risikos zu operationalisieren. Mit POLLATSEK und TVERSKY (1970) kann die Varianz einer Alternative dazu herangezogen werden. Nach SLOVIC (1967) dagegen läßt sich auch die Verlustwahrscheinlichkeit zur Operationalisierung des Risikos benutzen. Wir wollen deswegen in diesem Rahmen auch prüfen, ob die verschiedenen Operationalisierungen des Risikos zu unterschiedlichen multiplen Korrelationen führen.

2. Methode

2.1 Grundgleichungen und Verhaltensklassifikationen

Die Grundgleichung des dichotomen Modells besagt (vgl. FISCHER, 1974, 198), daß die Wahrscheinlichkeit P für ein bestimmtes Entscheidungsverhalten A_{v_i} einer Versuchsperson v in einer Situation i eine Funk-

tion eines Situationsparameters S_i , der angibt, wie sehr diese Situation das Verhalten A_{vi} nahelegt, und einem Personenparameter X_v ist, der angibt, wie sehr diese V_p zu dem Verhalten neigt. Dabei wird die Funktion (2) gewählt:

$$(2) \quad P(A_{vi}/X_v, S_i) = \frac{\exp(X_v - S_i)}{1 + \exp(X_v - S_i)}.$$

Für den dichotomen Fall sind drei Verhaltensklassifikationen des Entscheidungsverhaltens für die drei vermuteten Personenvariablen des Entscheidungsverhaltens zu unterscheiden:

Zur Bestimmung der suffizienten Statistik der Personenvariablen E

$$(3) \quad A_{viE} = \begin{cases} 1, & \text{wenn die EW-MAX-Alternative gewählt wurde,} \\ 0 & \text{sonst;} \end{cases}$$

Zur Bestimmung der suffizienten Statistik der Personenvariablen W

$$(4) \quad A_{viW} = \begin{cases} 1, & \text{wenn die W-Alternative gewählt wurde,} \\ 0 & \text{sonst;} \end{cases}$$

Zur Bestimmung der suffizienten Statistik der Personenvariablen S

$$(5) \quad A_{viS} = \begin{cases} 1, & \text{wenn die S-Alternative gewählt wurde,} \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Werte der Personenvariablen werden jeweils durch Summierung über die Situationen bestimmt.

Die Grundgleichung des allgemeinen polychotomen Modells besagt (vgl. FISCHER, 1974, 443), daß die Wahrscheinlichkeit P für die Wahl einer bestimmten Alternative h durch eine V_p v in einer Situation i eine Funktion von Alternativenparametern $S_i^{(h)}$, die angeben, wie sehr die Alternative h ihre Wahl provoziert, und von Personenparametern $X_v^{(h)}$ sind, die angeben, wie sehr die V_p zur Wahl der Alternative h neigt. Dabei wird die Funktion (6) gewählt:

$$(6) \quad P(A_{vi}^{(h)}/v, i) = \frac{\exp(X_v^{(h)} + S_i^{(h)})}{\sum_{h_j} \exp(X_v^{(h_j)} + S_i^{(h_j)})}.$$

Als Verhaltensklassifikation genügt es hier, einen Fall zu definieren:

$$(7) \quad A_{vi}^{(h)} = \begin{cases} 1, & \text{wenn die W-Alternative gewählt wurde,} \\ 2, & \text{wenn die L-Alternative gewählt wurde,} \\ 3 & \text{sonst.} \end{cases}$$

2.2 Erwartungen an die Parameterschätzungen

Gegeben sei ein Datensatz aus einer Untersuchung zur Entwicklung des Entscheidungsverhaltens mit drei Alternativen. Das Entscheidungsverhalten der Vpn ist dann nach den Gleichungen 3, 4, 5, 7 klassifizierbar. Diese Informationen bilden die empirische Grundlage für die Parameterschätzungen nach Gleichung (2) und (6).

Handelt es sich bei einer der nach (3), (4) und (5) durch Summierung geschätzten Personenvariablen W , S oder E um eine „suffiziente Statistik“ der Informationen des Datensatzes, dann müßte das dichotome logistische Modell für diese Verhaltensklassifikation den Informationen adäquat sein. Es würde in dem Fall zur Beschreibung der Entwicklung des Entscheidungsverhaltens die Annahme einer Personenvariablen genügen.

Da die dazu durchzuführenden Modelltests auf Informationsreduktion von drei auf zwei Verhaltensklassen beruhen, könnte das dichotome Modell aus zwei Gründen nicht adäquat sein: Wenn mehr als eine der genannten Personenvariablen zur Beschreibung des Verhaltens notwendig ist oder wenn eine dichotome Reduktionstransformation der Verhaltenskategorien nicht angebracht ist. Andernfalls müßte genau eine dichotom skalierte Variable eine suffiziente Statistik sein. Bei fehlender Modelladäquatheit des dichotomen Modells aufgrund der Einwirkung mehrerer Personenvariablen ist deswegen für das polychotome Modell zu erwarten, daß die sich ergebenden Itemparameter nicht eindimensional angeordnet sind. Bei nichtberechtigter Reduktion der Verhaltenskategorien können auch die polychotomen Itemparameter eindimensional angeordnet sein.

Bei entwicklungspsychologischer Gültigkeit der Portfolio-Theorie ist für das polychotome Modell spezifisch eine Zweidimensionalität der Itemparameteranordnung zu erwarten. Dabei müßte sich die eine Dimension als erwartungswertbezogen und die andere als risikobezogen interpretieren lassen. Es ist insbesondere für die Unterscheidung der Variablen W und S zu erwarten, daß sie Ausprägungen einer Dimension sind und deswegen nicht als zwei getrennte Variablen erfaßt werden sollten, sondern durch mehrkategoriale Verrechnung in einer Variablen. Weiterhin ist für die Höhe und Richtung der Korrelationen zwischen entsprechend ausgewählten Eigenschaften der Alternativen und den Parametern zu erwarten, daß sie mit der Portfolio-Theorie übereinstimmen.

2.3 Beschreibung der benutzten Datensätze

Die Schätzung der Itemparameter wurde durchgeführt an Daten aus zwei Untersuchungen zum Entscheidungsverhalten von Schulkindern. Der Datensatz A stammt aus einer Untersuchung (HOMMERS 1973), bei der 188 Schulkinder aus Hauptschulen und Sonderschulen der Altersgruppen

8, 10, 12 und 14 Jahre sich in den 15 Situationen, die in der Tabelle 2 aufgeführt sind, für eine Alternative entscheiden sollten. Die Hälfte der Vpn hatte dabei Gelegenheit, vorher mit einer ähnlichen Situation Erfahrungen zu sammeln. Es erfolgte an jede Vp Auszahlung des gewonnenen Geldbetrags in Pfennigen. Bei der Entstehung des Datensatzes B (HOMMERS, 1976 a) hatten alle Schulkinder (176 10- und 12-jährige Sonderschüler und 10-jährige Volksschüler) wegen Wiederholung der Erhebung innerhalb von 14 Tagen Gelegenheit zur Vorerfahrung mit Entscheidungen dieser Art. Im Gegensatz zum Datensatz A erfolgte die Erhebung in Gruppen, und es war nur für die „Besten“ ein Preis ausgesetzt. Außerdem wurden die Situationen zum Zwecke der Überprüfung der Portfolio-Theorie auf methodisch andere Art und Weise (HOMMERS, 1976 b) zusammengestellt. Tabelle 2 enthält auch die Merkmale dieser Situationen. Die Darbietungsweise entsprach dem Verfahren in HOMMERS, 1973.

Tabelle 2

Konstruktionsmerkmale der Entscheidungssituationen
zweier Untersuchungen

Abfolge	Datensatz A						Datensatz B					
	P ₁	V ₁	P ₂	V ₂	P ₃	V ₃	P ₁	V ₁	P ₂	V ₂	P ₃	V ₃
1	.1	15	.5	10	.9	5	.4	45	.6	30	.8	23
2	.3	35	.5	15	.7	10	.1	180	.3	60	.5	36
3	.1	25	.3	15	.5	5	.5	36	.7	26	.9	20
4	.1	15	.7	10	.9	5	.5	36	.6	25	.7	17
5	.1	35	.3	25	.5	15	.1	180	.3	70	.5	48
6	.1	35	.3	10	.7	5	.1	180	.2	105	.3	80
7	.3	15	.5	10	.7	5	.4	45	.6	35	.8	30
8	.3	35	.5	20	.7	15	.5	36	.6	35	.7	34
9	.5	35	.7	25	.9	15	.5	36	.7	21	.9	13
10	.3	25	.5	15	.9	10	.4	45	.5	30	.6	20
11	.3	35	.5	25	.7	15	.4	45	.6	25	.8	15
12	.3	30	.7	20	.9	10	.1	180	.2	74	.3	39
13	.3	15	.5	10	.9	5	.4	45	.5	42	.6	40
14	.5	25	.7	15	.9	5	.1	180	.3	50	.5	24
15	.1	15	.3	10	.9	5	.5	36	.7	30	.9	27

3. Ergebnisse

3.1 Dichotome und Polychotome Parameterschätzungen

Die Schätzung der Itemparameter erfolgte mit einem Programm nach FISCHER und SCHEIBLECHNER (1970) und einem Programm nach SCHEIBLECHNER (1971) (vgl. den Anhang in FISCHER, 1974)¹. Für den Modelltest „Trennung nach Score“² des dichotomen Modells ergaben sich die in Tabelle 3 aufgeführten Werte.

Tabelle 3

Ergebnisse mehrerer Modelltests auf der Basis des dichotomen logistischen Modells

	Art der dichotomen Verhaltensklassifikation bei					
	Datensatz A			Datensatz B		
	A_{viE}	A_{viW}	A_{viS}	A_{viE}	A_{viW}	A_{viS}
χ^2	281,3	30,1	49,4	16,4	29,4	23,9
df	14	10	13	11	14	14
Signifikanzniveau	0,1%	1%	0,1%	n. s.	1%	5%
Anzahl von populationsabhängigen Items	12	3	7	1	3	1

Bei Verwendung der dichotomen Ansätze ergab sich, daß die Daten bis auf eine Ausnahme bei keiner Verhaltensklassifikation dem dichotomen Modellansatz adäquat sind.

Die Schätzungen der Kategorienparameter der Verhaltensklassifikation (7) für die Grundgleichung (6) sind in der Abbildung 1 dargestellt.

Die Parameterschätzungen aufgrund des polychotomen Modells zeigen für die beiden Datensätze ein unterschiedliches Bild. Bei Eindimensionalität ist eine hohe Korrelation der Itemparameter der Kategorien zu fordern. Für Datensatz A ergibt sich $r_{\log W \log L} = .49$ ($p > .05$). Für Datensatz B ergibt sich $r_{\log W \log L} = .60$ ($p < .05$). Als Ergänzung des Befundes

- 1 Für die hilfreiche Überlassung funktionstüchtiger Lochkartenprogramme danke ich Herrn Dr. Spada und Herrn Jörgensen, beide Kiel, bestens. Der Deutschen Forschungsgemeinschaft wird für die Benutzung der Anlagen des Rechenzentrums der Universität Kiel gedankt.
- 2 Beim Modelltest „Trennung nach Score“ wird ein Vergleich der Itemparameterschätzungen zwischen V_{pn} mit voraussichtlicher hoher Ausprägung des Personenparameters durchgeführt. Da die Schätzung der Itemparameter unabhängig von der Personenstichprobe bei Gültigkeit des Modells ist, müssen sich gleiche Itemparameterschätzungen für diese beiden Gruppen bei Gültigkeit des Modells ergeben.

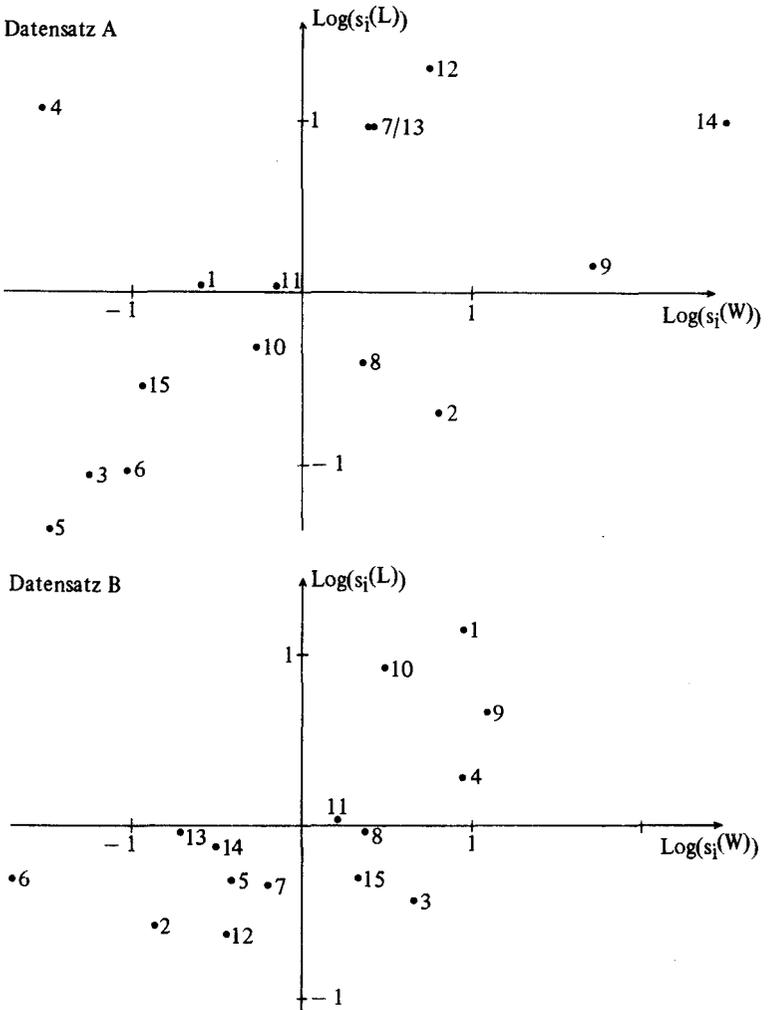


Abb. 1: Darstellung der Logarithmen der Kategorienparameter für die W- und L-Alternative der jeweils 15 Entscheidungssituationen der Datensätze A und B in einem Koordinatenkreuz mit den Achsen $\text{Log}(s_i^W)$ und $\text{Log}(s_i^L)$. Durch die Normierungsbedingung ist $\text{Log}(s_i^S) = 0$.

nichtsignifikanter Korrelation bei Datensatz A kann auf die aus der graphischen Darstellung der mehrkategorialen Parameterschätzungen ablesbare Zweidimensionalität der Anordnung der Punkte hingewiesen werden.

3.2 Multiple Korrelation zwischen Eigenschaften und Parametern

Wegen mangelnder Modelladäquatheit dichotomer Verhaltens-Klassifikationen wurde nur für die polychotomen Parameterschätzungen der Zusammenhang zwischen Eigenschaften und Parametern geprüft. Da die polychotomen Parameterschätzungen normiert werden, mußte dem in den Regressionsansätzen entsprochen werden. Ein Alternativenparameter drückt die relative Schwierigkeit zur Normierungsalternative aus unter gleichzeitiger Berücksichtigung der Schwierigkeiten derselben Alternative in anderen Situationen. Dies ist in der Relativierung der jeweiligen Eigenschaften der Kategorie (i) zur Eigenschaft der Normierungsalternative (norm) in der Gleichung (8) wiederzufinden:

$$(8) \quad \lg s_i = a_1(|IR-R_i| - |IR-R_{norm}|) + a_2(EW_i - EW_{norm}) + a_3$$

mit $\lg s_i$: Logarithmus des Alternativenparameters

IR : Ideales Risiko

R_i : Risiko der Alternative W oder L

R_{norm} : Risiko der Alternative S

EW_i : Erwartungswert der Alternative W oder L

EW_{norm} : Erwartungswert der Alternative S

a_1, a_2, a_3 : Regressionskonstanten.

Die Gleichung (8) besagt, daß der Parameter von dem Abstandsunterschied zum Idealen Risiko und dem Erwartungswertunterschied jeweils zur Normierungsalternative abhängt. Die rechte Seite der Gleichung (8) erforderte die Bestimmung von IR. Wir schätzen IR durch das geometrische Mittel der Risiken aller gewählten Alternativen.

Die Tabelle 4 enthält die berechneten Korrelationen.

Die multiplen Korrelationskoeffizienten sind bei Datensatz A immer mindestens auf dem 5%-Niveau, bei Datensatz B dagegen einmal nicht signifikant. Die Ergebnisse bzgl. der Vorzeichen der Korrelationen und damit bzgl. des Vorzeichens der Regressionskoeffizienten sind nicht völlig einheitlich. In der Mehrzahl korrelieren die Parameter aber mit dem Abstandsunterschied negativ (r_{12}). Mit dem Erwartungswertunterschied korrelieren sie stets positiv (r_{13}). Die multiple Korrelation ist bei Operationalisierung des Risikos durch Wahrscheinlichkeiten in der Regel zahlenmäßig höher als bei Operationalisierung des Risikos durch die Varianz. Bei der Varianz tritt auch die abweichende positive Korrelation zwischen Abstandsunterschied und Parameter auf.

Tabelle 4
Korrelationskoeffizienten zwischen Parametern und
Alternativeigenschaften

(Der Parameter ist durch „1“ abgekürzt, der Abstandsunterschied durch „2“, der Erwartungswertunterschied durch „3“. Der kritische F-Wert bei 2 und 12 Freiheitsgraden auf dem 5%-Niveau beträgt 3.88)

Operationalisierung des Risikos durch		Datensatz A			Datensatz B	
		IR				
Wahrscheinlichkeit	Alt.	W	L	W	L	
	r_{12}	-.73	-.40	-.75	-.46	
	r_{13}	.89	.62	.40	.35	
	r_{23}	-.45	.26	.01	.01	
	$R_{1,23}^2$.93	.73	.72	.34	
	F	76.1	15.9	15.4	3.09	
		IR	34		272	
Varianz	Alt.	W	L	W	L	
	r_{12}	.53	-.21	-.69	-.57	
	r_{13}	.89	.62	.40	.35	
	r_{23}	.48	.13	.06	-.12	
	$R_{1,23}^2$.81	.47	.67	.43	
	F	25.3	5.4	12.0	4.53	

4. Diskussion

4.1 Anzahl von Personenvariablen

Als offenkundiges gemeinsames Ergebnis der verschiedenen Parameterschätzungen kann nur auf die Ungeeignetheit der Variablen W und S bei dichotomer Verhaltensklassifikation zur Erfassung der latenten Personenvariablen geschlossen werden. Die sonstigen Ergebnisse der beiden Datensätze lassen sich nicht ohne weiteres zu einem einheitlichen Gesamtbild vereinigen. Zuvor müssen erstens der Befund „wechselnde Modelladäquatheit von E bei Datensatz A und B“ und zweitens der Befund „wechselnde Anzahl der Dimensionen in den mehrkategorialen Parameterschätzungen“ erklärt werden.

Zur Erklärung der Unterschiede im dichotomen Modelltest für E können generell die veränderten Bedingungen beim Zustandekommen der Datensätze herangezogen werden. Die Vpn-Stichprobe des Datensatzes A

war im Alter heterogener und nur zur Hälfte einer Vorerfahrung ausgesetzt, während alle Vpn der anderen Stichprobe als vortrainiert gelten können. Das Argument Heterogenität in bezug auf Vorerfahrung konnte durch zwei Modelltests „Trennung nach Score“ für die beiden Vorerfahrungsgruppen widerlegt werden. Es ergab sich sowohl für die Gruppe ohne Vorerfahrung ($\chi^2 = 58,7$ bei $df = 7$) als auch für die Gruppe mit Vorerfahrung ($\chi^2 = 108,3$ bei $df = 14$), daß die dichotome Skalierung von E modellinadäquat ist. Ein ähnlicher Überprüfungsversuch für die Altersheterogenität war aufgrund zu geringer Vpn-Anzahl nicht möglich.

Weiterhin wichen die Bedingungen bei der Erhebung des Datensatzes B dadurch von A ab, daß nicht in Geld, sondern in Punkten ausgezahlt wurde. Dies sowie die Durchführung in Gruppe kann als eine Erschwerung der Aufgabe angesehen werden. Das Argument Erschwerung der Aufgabe konnte bei Betrachtung der Verteilung der Häufigkeiten von EW-MAX-Wahlen beim Datensatz A und B bekräftigt werden. Es zeigte sich bei Datensatz A eine bimodale Verteilung, deren niedrigerer Modalwert beim Erwartungswert für E bei zufälligem Wahlverhalten lag. Beim Datensatz B zeigte sich dagegen eine unimodale Verteilung um den Erwartungswert für E. Daraus folgt die Homogenität der Stichprobe bei Datensatz B für EW-MAX-Wahlen und damit für E, was wiederum das wechselnde Ergebnis des Modelltests erklären kann.

Der Befund Unimodalität um den Erwartungswert für E hat weiterhin zur Konsequenz, daß vorausgesetzt eine der Dimensionen der mehrkategorialen Parameterschätzungen bei Datensatz A ist als Erwartungsorientierung zu interpretieren, diese Dimension beim Datensatz B nicht auftreten kann, da die Versuchsbedingungen bei B nicht zu erwartungsorientierten Wahlen provozierten. So wäre dann auch die Eindimensionalität der mehrkategorialen Parameterschätzungen des Datensatzes B erklärbar.

Für die Interpretation der Dimensionen des Datensatzes A als Wahrheitsorientierung und Erwartungsorientierung spricht die Geordnetheit von Item 4,1, 11, 10, 8, 2 bzgl. der Differenz der Erwartungswerte von Alternative W und L^3 entlang der Nebendiagonalen und die Geordnetheit der Itemgruppen (5, 3, 5, 15), (4, 1, 10, 11, 8, 2) und (9, 12, 14) bzgl. der mittleren Summe der Gewinnwahrscheinlichkeiten oder Alternativen W und L^4 entlang der Hauptdiagonalen des Koordinaten-

3 Die Werte in der Reihenfolge der Nennung der Situationen: -5.5, -3.5, -2.5, 0, +.5, +3.0.

4 Die Werte in der Reihenfolge der Gruppennennung: .4, .6 bis .8, 10 bis 12. Die Situationen 7 und 13 scheinen graphisch eher zur Extremgruppe zu gehören, bzgl. der Summe der Gewinnwahrscheinlichkeiten gehören sie aber zu der mittleren Gruppe.

kreuzes. Beim Datensatz B ist diese Beobachtung bzgl. der Anordnung entlang der Hauptdiagonalen bis auf zwei Situationen wieder vorzufinden. Idealerweise dürften die Situationen 7 und 13 nicht im dritten Quadranten bei den Situationen 2, 5, 6, 12, 14 liegen, sondern entlang der Hauptdiagonalen nach rechts verschoben.

Außer den schon diskutierten Argumenten waren die Situationen beim Datensatz B homogener bzgl. der Erwartungswertdistanzen der Alternativen. Hieraus sind zwar prinzipiell Erklärungsansätze für unterschiedliche Befunde bei Datensatz A und B ableitbar, es ergaben sich aber bei näherer Betrachtung keine weiterführenden Ergebnisse.

Damit lassen sich u. E. folgende Schlußfolgerungen ziehen. Das Entscheidungsverhalten von Schulkindern zwischen 8 und 14 Jahren ermöglicht die Messung zweier Personenvariablen: Erwartungsorientierung (E) und Wahrscheinlichkeitsorientierung (P). Die Bestimmung eines individuellen Wertes für E ist aber nur dann sinnvoll, wenn die Versuchsbedingungen der Messung erwartungsorientierte Wahlen begünstigen. Eine dichotome Verhaltensklassifikation bei mehrkategoriellem Entscheidungsverhalten ist nicht angebracht, sondern es erscheint eine mehrkategoriale Verrechnung der Verhaltenskategorien zur Schätzung der Personenvariablen angezeigt⁵.

Wir wollen auf einige Konsequenzen für die Integration der deskriptiven Ansätze von SCHMIDT (1966) und der Portfolio-Theorie hinweisen. Nach der Portfolio-Theorie wird die Entscheidung des Individuums von den Erwartungswerten der Alternativen kontrolliert und von dem Abstand des Idealen Risikos zum Risiko der Alternativen. Man könnte als Personenvariablen eine Tendenz zur EW-Maximierung und eine Tendenz zur Minimierung des Abstands zum Idealen Risiko unterscheiden. Es besteht mit den hier gewonnenen Personenvariablen ein enger Zusammenhang, wengleich die Variable P inhaltlich nicht als Tendenz zur Minimierung des Abstands zum Idealen Risiko aufgefaßt werden kann. Dieser Unterschied erscheint methodenbedingt und läßt sich u. U. durch nähere Analyse der Beziehung zwischen Itemparameterschätzungen und Alternativeneigenschaften beseitigen.

Die hier vertretene differentialpsychologische Betrachtungsweise legt angesichts der sich anbietenden Unterscheidung von P und E nahe, die Differenzierung einer Neigung zu Wert-, Lage- und Sicherheitswahlen nach SCHMIDT (1966) als Ausprägung eines individuellen Risikos neu zu interpretieren. Dies ließe den SCHMIDT'schen Ansatz als Spezialfall der allgemeineren Portfolio-Theorie erscheinen, wenn keine erwartungsorientierten

5 Aufgrund der Wiederholung der Untersuchung bei Datensatz B läßt sich eine erste Schätzung der Reliabilität von P geben: $r_{pp} = .76$ bei $N=131$. Auf eine Berechnung der Reliabilität von E wird verzichtet, da die Bedingungen keine sinnvolle Schätzung von E zuließen.

Wahlen provoziert werden. Es erhebt sich die Frage, ob weitere Befunde mit den nach dem logistischen Modell gefundenen Variablen in diese Richtung weisen. Wir halten die in Tabelle 5 dargestellte Verteilung der mehrkategoriiell definierten Variablen P für einen diesbezüglich positiven Befund, da sich eine Trimodalität der Verteilung mit zwei Extremmodalwerten und einem mittleren Modalwert ergab.

Tabelle 5

Verteilung der mehrkategoriiell skalierten Variable P beim Datensatz B

Ausmaß der Variablen P	0-3	4-7	8-11	12-15	16-19	20-23	24-27	28-30
Häufigkeit	19	11	20	20	37	27	19	23

Da in den hier benutzten Situationen die mittlere Alternative L nicht mit der Alternative mit maximalem Erwartungswert konfundiert war, wie an früheren Untersuchungen kritisiert worden war (HOMMERS, 1975), kann dieser Befund nicht auf die Vermischung von Erwartungsorientierung und Wahrscheinlichkeitsorientierung zurückgeführt werden. Damit erscheinen die Ergebnisse über die Psychometrie des Entscheidungsverhaltens aufgrund logistischer Datenmodelle für die Integration inhaltlicher Theorie-Ansätze fruchtbar.

4.2 Beziehung zwischen Parametern und Eigenschaften

Bei beiden Datensätzen zeigten sich mit einer Ausnahme signifikante multiple Korrelationen, die die Portfolio-Theorie als bestätigt erscheinen lassen. Auch die Vorzeichen der Korrelationen lassen sich bis auf eine Ausnahme konform mit der Portfolio-Theorie interpretieren. Wenn der Erwartungswertunterschied zunimmt, wird die Wahl der Alternative relativ zur Normierungsalternative leichter. Dies besagen die positiven Korrelationen zwischen Parameterschätzungen und Erwartungswertunterschieden. Dagegen wird die Wahl der Alternative relativ zur Normierungsalternative schwieriger, wenn der Abstandsunterschied zum Idealen Risiko zunimmt. Dies besagen die negativen Korrelationen zwischen Parameterschätzungen und Abstandsunterschieden zum Idealen Risiko.

Für die Entscheidung der Frage nach der adäquaten Schätzung des Risikos einer Alternative hat u. E. die positive Korrelation zwischen Abstandsunterschied und Parameter bei Risikooperationalisierung durch die Varianz die größte Bedeutung. Sie ist nicht sinnvoll zu interpretieren, sondern kann als Hinweis aufgefaßt werden, daß die Varianz eine ungeeig-

nete Schätzung des von Schulkindern erlebten Risikos von Entscheidungsalternativen dieser Art darstellt.

Mit dem hier verwendeten methodischen Überprüfungsansatz erweist sich die Portfolio-Theorie bei Schätzung des Idealen Risikos der Stichprobe durch das geometrische Mittel der Risiken der Alternativen als für die Erklärung des Entscheidungsverhaltens von Schulkindern valide. Es ist im Gegensatz zu dem sonst üblichen Überprüfungsverfahren, das Aussagen über relative Wahlpräferenzen macht (COOMBS und HUANG, 1970, und HOMMERS, 1976 b), nicht notwendig, spezifische Situationen für den Nachweis der Validität der Portfolio-Theorie zu konstruieren.

Literatur

- COOMBS, C. H., und L. C. HUANG: Tests of a portfolio theory of risk preference. *J. Exp. Psych.* 85 (1970), 23–29.
- FISCHER, G.: Einführung in die Theorie psychologischer Tests. Bern/Stuttgart/Wien: Huber 1974.
- , und H. SCHEIBLECHNER: Algorithmen und Programme für das probabilistische Testmodell von Rasch. *Psych. Beitr.* 12 (1970), 23–51.
- HOMMERS, W.: Das Entscheidungsverhalten von Sonderschülern. Unveröff. Diss. Kiel 1973.
- Zur Abhängigkeit des Entscheidungsverhaltens lernbehinderter Sonderschüler von der Vorerfahrung. *Heilpäd. Forsch.* 5 (1974), 380–393.
- Zur Gültigkeit des objektiven Erwartungsmaximierungs-Modells beim Entscheidungsverhalten von Schulkindern. *Z. Psych.* 1975 183, 69–81
- Ein Beitrag über den Einfluß von Durchführungsbedingungen auf das Entscheidungsverhalten von lernbehinderten Sonderschülern *Heilpäd. Forsch.* 6 (1976 a), 299–307.
- Zur Validität der Portfolio-Theorie im Entscheidungsverhalten von Schulkindern *Z. Psych.* 184 (1976 b) (im Druck).
- KLEBER, E. W.: Über die Abhängigkeit des Entscheidungsverhaltens von der Begabung. *Psych. Beitr.* 12 (1970), 558–579.
- POLLATSEK, A., und A. TVERSKY: A theory of risk. *J. Math. Psych.* 7 (1970), 540–553.
- SCHEIBLECHNER, H.: A simple algorithm for CML-parameter-estimation in Raschs probabilistic measurementmodel with two or more categories of answers. *Research Bulletin Nr. 5/71, Psych. Inst. Univ. Wien* 1971.
- Das Lernen und Lösen komplexer Denkaufgaben. *Z. exp. angew. Psych.* 19 (1972), 476–506.
- SCHMIDT, H.-D.: *Leistungschance, Erfolgserwartung und Entscheidung.* Berlin: VEB Deutscher Verlag der Wissenschaften 1966.

SCHUBRING, M.: Zur Konditionalanalyse des kindlichen Entscheidungsverhaltens. Z. Psych. 177 (1970), 250–285.

SLOVIC, P.: The relative influence of probabilities and payoffs upon perceived risk of a gamble. Psychom. Science 9 (1967), 223–224.

Dr. phil. Wilfried Hommers
Institut für Psychologie, Neue Universität
Olshausenstr. 40
D 2300 Kiel