

BERICHT
aus dem
PSYCHOLOGISCHEN INSTITUT
DER UNIVERSITÄT HEIDELBERG

Heiner Gertzen, Clemens Bettinger, Christof Körner und Dietrich Albert

**Bewertende Vergleiche und Informationsabruf
in Abhängigkeit von beurteilter Dimensionswichtigkeit
bei unvollständig beschriebenen Alternativen**

Dezember 1989

Bericht Nr. 67

Heiner Gertzen, Clemens Bettinger, Christof Körner und Dietrich Albert

**Bewertende Vergleiche und Informationsabruf
in Abhängigkeit von beurteilter Dimensionswichtigkeit
bei unvollständig beschriebenen Alternativen**

Dezember 1989

Danksagung

Ein Bericht aus dem Projekt **Werten und Wissen**, gefördert durch eine Sachbeihilfe der *Deutschen Forschungsgemeinschaft*, Al 205/4.

Wir danken K.M. Aschenbrenner, R. Laier und J. Lukas, die frühere Fassungen dieses Berichtes lasen und dazu Hinweise und Kommentare gaben.

Unser Dank gilt ferner J. Werner für Hinweise zur Anwendung des linearen Modells, M.R. Kadijk, für die Parameter-Schätzungen auf Grundlage des Wahl-Axioms und M. Schreier für Diskussionen bei der Planung des Experimentes.

ZUSAMMENFASSUNG

In Anlehnung an Slovic und MacPhillamy (1974) wurde in einem Experiment der Effekt der dimensional Vergleichbarkeit bei Vergleichsurteilen zwischen zwei mehrdimensional beschriebenen Alternativen untersucht. Die dimensionale Vergleichbarkeit wurde dadurch variiert, daß eine Dimension entweder vollständig oder unvollständig besetzt war. Während bei vollständiger Besetzung einer Dimension die Merkmale für beide Alternativen vorlagen, war bei unvollständiger Besetzung nur für eine der Alternativen ein Merkmal verfügbar. Da Huber (1984) gezeigt hatte, daß von einer Person für wichtig gehaltene Dimensionen trotz eingeschränkter dimensionaler Vergleichbarkeit ausschlaggebend für eine Wahl sein können, wurde außerdem die individuell beurteilte Wichtigkeit der Dimensionen erhoben. Es zeigte sich, daß Dimensionen bei vollständiger Besetzung stärker gewichtet werden als bei unvollständiger Besetzung. Bei der wichtigsten und bei der unwichtigsten Dimension wirkte sich die Manipulation der dimensional Vergleichbarkeit jedoch sehr viel schwächer aus als bei Dimensionen mittlerer Wichtigkeit. Die Untersuchung der kognitiven Verarbeitungsprozesse ergab, daß Merkmale auf wichtigen Dimensionen häufiger als Merkmale auf unwichtigen Dimensionen betrachtet wurden und daß mit Ausnahme der wichtigsten Dimension insbesondere Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen häufiger betrachtet wurden als solche auf unvollständig besetzten Dimensionen. Der Informationsabruf konnte als probabilistischer Selektionsprozeß mit den geschätzten Parametern des BTL-Modells gut beschrieben werden; Merkmale auf wichtigen Dimensionen werden früher als Merkmale auf unwichtigen Dimensionen abgerufen, und Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen werden früher als solche auf unvollständig besetzten Dimensionen abgerufen. Darüber hinaus traten in den Informationsabrufsequenzen überzufällig viele dimensionale Übergänge auf. Dies spricht dafür, daß vollständig besetzte Dimensionen in Vergleichsurteile deshalb stärker eingehen, weil dimensionale Vergleiche ausgeführt werden. Insgesamt stimmen die Ergebnisse mit der Interpretation überein, daß Personen bei Dimensionen, die für das Urteilen oder Wählen sehr wichtig sind, von ihrem Wissen über die hohe Bewertungsvariation auf diesen Dimensionen Gebrauch machen: Sie können dieses Wissen nutzen, um z.B. ein Merkmal auf einer unvollständig besetzten Dimension zu bewerten oder um die fehlende Merkmalsausprägung der anderen Alternative zu erschließen. Unwichtige Dimensionen können aufgrund geringer Bewertungsvariationen in ihrer diskriminierenden Funktion so stark abgewertet sein, daß ihre Wichtigkeit durch unvollständige Besetzung kaum noch gesenkt werden kann.

Obwohl der Begriff der Wichtigkeit in der Einstellungs- und Verhaltensforschung nicht einheitlich definiert ist (Myers & Alpert, 1978), wird doch in der kognitiven Entscheidungsforschung überwiegend angenommen, daß die Wichtigkeit von Informationen davon abhängt, wie nützlich sie für eine Unterscheidung zwischen Alternativen sind. In linearen Modellen z.B. wird ein Vergleichsurteil oder eine Wahl in der Regel vorhergesagt durch die Summe der bewerteten Merkmale, die mit einem Wichtigkeitsparameter multipliziert werden (Slovic & Lichtenstein, 1971). In einer Reihe von Entscheidungsheuristiken, z.B. der lexikographischen Regel (Tversky, 1969) oder dem *elimination by aspects*-Modell (Tversky, 1972), wird angenommen, daß die Reihenfolge der Auswahl und Verarbeitung von Informationen von der Wichtigkeit dieser Informationen bestimmt wird. Für kriteriumsabhängige Wahlmodelle bei dimensional beschriebenen Alternativen (Albert, Aschenbrenner & Schmalhofer, 1989) wird dies ebenfalls angenommen.

Wenn das Ziel der Informationsverarbeitung bei der Verhaltenswahl in einer bewertenden Unterscheidung von Alternativen liegt, sollten danach solche Dimensionen bzw. Merkmalsklassen wichtig sein, von denen für die Wahl eine hohe diskriminierende Funktion erwartet wird. Diese liegt vor, wenn sich die Alternativen in ihren hinsichtlich Attraktivität bewerteten Merkmalen auf einer Dimension möglichst deutlich unterscheiden. Daher kann man annehmen, daß die Wichtigkeit einer Dimension umso höher ist, je höher die auf ihr erwartete Bewertungsvariation ist. Erste, diese Annahme stützende Ergebnisse fanden Aschenbrenner, Laier und Albert (1989).

Ein spezieller Fall liegt dann vor, wenn eine Dimension trotz hoher erwarteter Bewertungsvariation in ihrer diskriminierenden Funktion dadurch eingeschränkt wird, daß die Merkmale einiger Alternativen nicht bekannt oder nicht verfügbar sind. Ein einfaches Beispiel dafür zeigt Tabelle 1; in ihr sind zwei Studenten beschrieben, die sich für die Mitarbeit in einem Forschungsprojekt beworben haben, und über die nur unvollständige Informationen hinsichtlich Intelligenz, Leistungsmotivation und Fleiß bzw. Einsatz bekannt sind.

Tabelle 1

Beispiel für eingeschränkte dimensionale Vergleichbarkeit aufgrund unvollständiger Beschreibung

	Student A	Student B
Intelligenz	hoch	
Leistungsmotivation	mittel	hoch
Fleiß/Einsatz		hoch

In diesem Falle sind dimensionale Vergleiche nur schwer möglich. Insbesondere bei binären Wahlen oder Vergleichsurteilen kann man jedoch davon ausgehen,

daß Personen hauptsächlich dimensionale Vergleiche ausführen (Russo & Doshier, 1983). Wenn daher die dimensionale Vergleichbarkeit durch unvollständige Informationen eingeschränkt ist, sollte die Wichtigkeit der betreffenden Dimension sinken.

Diese Annahme wurde von Slovic und MacPhillamy (1974) in einer Reihe von Experimenten untersucht. Der Versuchsplan ermöglichte es, das Gewicht einer Dimension bei vollständiger Angabe der Merkmale, d.h. bei hoher dimensionaler Vergleichbarkeit, dem Gewicht derselben Dimension bei unvollständiger Angabe der Merkmale, d.h. bei eingeschränkter Vergleichbarkeit, gegenüberzustellen. Dazu wurden drei Sätze von Alternativenpaaren konstruiert, die auf drei Dimensionen beschrieben waren. Die Merkmale jeweils einer Dimension waren in jeweils einem Satz für beide Alternativen angegeben, die Merkmale der beiden anderen Dimensionen waren unvollständig, d.h. bei einer Dimension nur für die eine Alternative, bei der anderen Dimension nur für die andere Alternative angegeben. Da den Personen alle drei Sätze in mehreren Replikationen vorgegeben wurden, konnten mit einem linearen Regressionsmodell pro Person für jeden Satz Regressionskoeffizienten für jedes Merkmal geschätzt werden, wobei die Vergleichsurteile als Kriterien dienten. Die beiden Koeffizienten der Merkmale einer vollständig besetzten Dimension wurden zu einem Wert zusammengefaßt, der als Gewicht dieser Dimension bei vollständiger Besetzung interpretiert wurde. Ebenso wurden die beiden Koeffizienten derselben Dimension bei unvollständiger Besetzung zusammengefaßt. Ein Vergleich der so erhaltenen Gewichte zeigte einen klaren und stabilen Effekt der dimensional Vergleichbarkeit: In allen Experimenten und bei allen Dimensionen waren die Gewichte bei vollständiger Besetzung größer als bei unvollständiger Besetzung.

Slovic und MacPhillamy (1974) nehmen an, daß Personen aufgrund ihrer begrenzten Verarbeitungskapazität die Tendenz haben, den kognitiven Aufwand bei bewertenden Vergleichen möglichst zu reduzieren. Da der Vergleich und die alternativenweise Aggregation von Merkmalen über Dimensionen hinweg eine kognitiv aufwendige Variante der Urteilsfindung ist, wird das Vergleichsurteil stärker auf die Dimensionen gestützt, bei denen beide Alternativen direkt anhand ihrer Merkmale verglichen werden können.

Auch bei unvollständig besetzten Dimensionen wären jedoch dimensionale Vergleiche dann möglich, wenn z.B. ein nicht angegebenes Merkmal inferiert werden könnte. Von dieser Idee ausgehend, konstruierte Huber (1984) Alternativenpaare, bei denen eine von der V_p für wichtig gehaltene Dimension unvollständig und eine ihr unwichtige Dimension vollständig besetzt war. Für die Alternative, die auf der wichtigen und auf der unwichtigen Dimension ein Merkmal besaß, wurden die Werte so gewählt, daß sie hinsichtlich ihrer Bewertung gegenläufig waren; die Merkmale auf der vollständig besetzten Dimension, auf der für beide Alternativen ein Merkmal vorlag, waren ebenfalls gegenläufig: Eine Alternative,

die z.B. auf der unvollständig besetzten Dimension, auf der das Merkmal der anderen Alternative nicht vorlag, einen sehr schlechten Wert besaß, hatte dann auf der vollständig besetzten Dimension einen sehr guten Wert, der außerdem deutlich besser war als der entsprechende Wert der anderen Alternative. Die Werte waren Punkte von 50 bis 150 mit einem Mittelwert von 100, wobei 50 die schlechteste und 150 die beste Ausprägung war. Den Vpn in Hubers Studie wurden diese Informationen über den Variationsbereich der Merkmalsausprägungen mitgeteilt. Somit konnten sie z.B. einen sehr guten Wert daran erkennen, daß er deutlich nach oben vom Mittelwert abwich.

Huber untersuchte, ob Personen ihr Wissen über die Merkmalsvariation ausnutzen, um Rückschlüsse auf ein nicht angegebenes Merkmal zu ziehen. Wenn bei einem sehr schlechten Merkmal einer Alternative auf der unvollständig besetzten, aber wichtigen Dimension geschlossen würde, daß die andere Alternative wahrscheinlich einen besseren Wert hat, sollte diese andere Alternative bevorzugt werden. Wenn jedoch die vollständig besetzte, aber unwichtige Dimension ausschlaggebend wäre, sollte sich eine entgegengesetzte Bevorzugung ergeben. Aus einer Analyse der Wahlhäufigkeiten zieht Huber den Schluß, daß die Wahlen in der Mehrzahl aufgrund der unvollständig besetzten, wichtigen Dimension und nicht aufgrund der vollständig besetzten, unwichtigen Dimension zustande kamen. Er folgert daher, daß Personen von ihrem Wissen über die Merkmalsvariation Gebrauch machten, um eine nicht angegebene Merkmalsausprägung zu inferieren.

Während Slovic und MacPhillamy (1974) nachwiesen, daß Dimensionen bei eingeschränkter dimensionaler Vergleichbarkeit weniger stark in Vergleichsurteile eingehen als bei hoher dimensionaler Vergleichbarkeit, zeigte Huber (1984), daß von einer Person für wichtig gehaltene Dimensionen trotz eingeschränkter dimensionaler Vergleichbarkeit ausschlaggebend für eine Wahl sein können.

In dieser Untersuchung sollen die Einflüsse von dimensionaler Vergleichbarkeit und beurteilter Dimensionswichtigkeit aufeinander bezogen untersucht werden. Dazu werden Beschreibungsdimensionen verwendet, die bei bewertenden Vergleichen in einem unterschiedlich starken funktionalen Zusammenhang zum vorgegebenen Ziel stehen. Um beispielsweise zu beurteilen, welchem von zwei Bewerbern ein naturwissenschaftliches Stipendium zuerkannt werden soll, ist es sicher sehr wichtig, ihre mathematischen und naturwissenschaftlichen Fähigkeiten zu kennen; dagegen sollten z.B. die sportlichen Leistungen eine untergeordnete Rolle spielen. Wenn man davon ausgeht, daß die Wichtigkeit einer Dimension mit der Bewertungsvariation auf dieser Dimension zusammenhängt, haben wichtige Dimensionen eine höhere Bewertungsvariation als unwichtige Dimensionen. Es wird angenommen, daß Personen ihr Wissen über die Bewertungsvariation ausnutzen, um wichtige Dimensionen auch dann für ein Vergleichsurteil heranzuziehen, wenn die Dimensionen unvollständig beschrieben sind und ihre dimensionale Vergleichbarkeit eingeschränkt ist. Bei unwichtigen Dimensionen ist andererseits zu

erwarten, daß sie kaum noch eine diskriminierende Funktion besitzen. Wenn sie daher für die Bildung des Vergleichsurteils ohnehin kaum berücksichtigt werden, sollte es auch keine Rolle spielen, ob die Information auf unwichtigen Dimensionen vollständig oder unvollständig vorliegt. Ein Effekt der dimensional Vergleichbarkeit wird deshalb vor allem für Dimensionen mittlerer Wichtigkeit erwartet, nicht aber für wichtige und für unwichtige Dimensionen.

Der Urteilsprozeß wird in zwei Schritten untersucht und beschrieben; zum einen durch ein algebraisches, lineares Modell, zum anderen durch eine Analyse der zugrundeliegenden Verarbeitungsprozesse. Die kombinierte Anwendung algebraischer und prozeßbezogener Methoden hatten bereits Einhorn, Kleinmuntz und Kleinmuntz (1979) vorgeschlagen. Im Anschluß an die Auswertungstechnik von Slovic und MacPhillamy werden aus den Daten zuerst mithilfe eines linearen Regressionsmodells Beta-Gewichte für vollständig und unvollständig besetzte Dimensionen geschätzt, die miteinander verglichen werden können. Auch bei guter Anpassung an die Daten sind jedoch mit einem linearen Modell verschiedene kognitive Prozesse vereinbar (Dawes & Corrigan, 1974; Graesser & Anderson, 1974). Über die kombinierte Replikation der Experimente von Slovic und MacPhillamy sowie Huber hinausgehend, werden daher anschließend Prozeßdaten, d.h. das Informationsabrufverhalten, im Hinblick auf Bearbeitungsreihenfolge, Betrachtungshäufigkeiten und Bearbeitungszeiten sowie Abrufsequenzen analysiert.

Über die Verarbeitungsprozesse werden die folgenden Annahmen gemacht, die aus Erkenntnissen der prozeßorientierten Urteils- und Entscheidungsforschung abgeleitet werden können. Die Verarbeitung verläuft danach bei binären Wahlen und Vergleichen zwischen dimensional beschriebenen Alternativen als ein sequentieller, kriteriumsabhängiger Prozeß.

Zunächst wird angenommen, daß die Merkmale der Alternativen sequentiell in der Reihenfolge ihrer Wichtigkeit ausgewählt und bearbeitet werden. Empirische Belege, die diese Annahme unterstützen, fanden z.B. Aschenbrenner, Böckenholt, Albert und Schmalhofer (1986): Die Bearbeitungsreihenfolgen ließen sich durch Parameter des stochastischen BTL-Modells (Luce, 1959) beschreiben, die außerdem gut mit Wichtigkeitsbeurteilungen der Dimensionen übereinstimmten.

Darüber hinaus wird erwartet, daß die Bearbeitung der Dimensionen selektiv und adaptiv erfolgt, daß also einerseits nicht immer alle Informationen ausgeschöpft werden, und daß andererseits die bearbeitete Informationsmenge systematisch von Eigenschaften der jeweils bearbeiteten Alternativenpaarung abhängt. Sowohl Busemeyer (1985) als auch Schmalhofer, Albert, Aschenbrenner und Gertzen (1986) konnten zeigen, daß die Informationen nicht nur selektiv, sondern auch adaptiv abgerufen werden.

Bereits Slovic und MacPhillamy hatten angenommen, daß Personen Merkmalsvergleiche innerhalb einer Dimension gegenüber der Integration von Merkma-

len innerhalb einer Alternative bevorzugen, da dimensionale Vergleiche kognitiv weniger aufwendig seien. Für Übergänge innerhalb einer Sequenz von Informationsabrufen wird daher erwartet, daß dimensionsweise Übergänge gegenüber alternativenweisen Übergängen bevorzugt auftreten, zumal beispielsweise auch Russo und Doshier (1983) sowie Tversky (1969) eine klare Präferenz für dimensionale Informationsverarbeitung experimentell belegen konnten.

Zusammenfassend wird also erwartet, daß Personen die Merkmale der beiden vorgegebenen Alternativen sequentiell in der Reihenfolge ihrer Wichtigkeit selektiv und adaptiv bearbeiten. Dabei werden bewertende Vergleichsurteile – soweit möglich – auf dimensionale Vergleiche gestützt.

METHODE

Die Vpn bestimmten in mehreren Durchgängen jeweils, welcher von zwei beschriebenen Kandidaten für ein naturwissenschaftliches Stipendium besser geeignet erschien. Die Kandidaten wurden anhand von Merkmalen auf sechs Dimensionen beschrieben, die ihre schulischen Leistungen in Form von Punktwerten angaben; und zwar sowohl auf solchen Dimensionen, die einen hohen als auch auf solchen, die einen niedrigen funktionalen Zusammenhang zum vorgegebenen Ziel hatten. Auf zwei Dimensionen lagen Merkmale für beide Kandidaten vor, auf zwei weiteren Dimensionen nur für einen Kandidaten, und auf den übrigen beiden nur für den anderen Kandidaten. Auf diese Weise wurde die dimensionale Vergleichbarkeit variiert. Um eine Wahl zwischen den Kandidaten zu treffen, konnten die Vpn die Merkmale der Kandidaten in beliebiger Reihenfolge und beliebig oft abrufen. Registriert wurde der zeitliche Verlauf der Merkmalsabrufe und die anschließende Wahl. Anschließend beurteilten die Vpn den Unterschied zwischen den beiden Kandidaten. Zu Beginn und zum Abschluß des Versuches beurteilten die Vpn die Wichtigkeit der Dimensionen in der vorgegebenen Urteilssituation.

Versuchsplan

In einem 2x6-faktoriellen Versuchsplan mit Meßwiederholung auf beiden Faktoren wurde die dimensionale Vergleichbarkeit und die Wichtigkeit der Beschreibungsdimensionen variiert. Dimensionale Vergleichbarkeit wurde in zwei Stufen variiert: Eine Dimension konnte entweder vollständig oder unvollständig besetzt sein. Während bei vollständiger Besetzung einer Dimension die Merkmale für beide Alternativen abgerufen werden konnten (hohe dimensionale Vergleichbarkeit), war bei unvollständiger Besetzung nur für eine der Alternativen ein Merkmal verfügbar (niedrige dimensionale Vergleichbarkeit). Dimensionswichtigkeit wurde in sechs Stufen variiert: Die unterschiedliche Wichtigkeit der Dimensionen sollte durch Auswahl solcher Dimensionen erreicht werden, die in einem unterschiedlichen funktionalen Zusammenhang zur vorgegebenen Wahlsituation stehen. Für die Zuordnung der Dimensionen zu den sechs Wichtigkeitsstufen werden im Experiment von den Vpn individuelle Wichtigkeitsrangreihen als Indikatoren der beurteilten Dimensionswichtigkeit erhoben.

In Abhängigkeit von dimensionaler Vergleichbarkeit und beurteilter Dimensionswichtigkeit werden die Vergleichsurteile zwischen den Alternativen betrachtet. Darüber hinaus werden die Abrufreihenfolgen, die Abrufhäufigkeiten und Bearbeitungszeiten, sowie die Abrufsequenzen (im Hinblick auf dimensionale Übergänge) analysiert.

Versuchspersonen

Vpn waren 35 Studenten der Universität Heidelberg aus verschiedenen Fachbereichen, allerdings wegen möglicher Vorkenntnisse in der Entscheidungsforschung keine Psychologiestudenten. Von den Vpn waren 15 männlich, 20 weiblich. Das Alter der Vpn reichte von 19 bis 37 Jahren. Das Durchschnittsalter lag bei 24,4 Jahren (Standardabweichung 2,7). Die Vpn erhielten DM 10.– pro Stunde.

Material

Bei der Materialkonstruktion wurde zum Zweck der Vergleichbarkeit versucht, sich soweit wie möglich an das Material von Slovic und MacPhillamy (1974) anzupassen. Als Alternativen wurden dimensionale Beschreibungen von Abiturienten verwendet, die im Hinblick auf die Vergabe eines naturwissenschaftlichen Stipendiums anhand ihrer schulischen Leistungen beurteilt werden sollten.¹ Als Dimensionen wurden die sechs Fächer bzw. Fächerkombinationen Deutsch/Fremdsprachen, Mathematik/Naturwissenschaften, Mitarbeit, Bildende Kunst/Musik, Sport, Sozialkunde-Fächer verwendet. Die Leistungen der Schüler in diesen Fächern wurden mit dem in der gymnasialen Oberstufe üblichen 15-Punkte-Notensystem angegeben (0 Punkte für eine ungenügende Leistung, 15 Punkte für eine hervorragende Leistung).

Bei jedem Alternativenpaar wurden zwei der sechs Dimensionen vollständig besetzt. Die verbleibenden vier Dimensionen wurden unvollständig besetzt, so daß zwei Dimensionen nur für die eine Alternative besetzt waren und die übrigen zwei Dimensionen für die andere Alternative. Es gibt $\binom{6}{2} = 15$ Möglichkeiten, die vollständig besetzten Dimensionen anzuordnen. Jede dieser Möglichkeiten muß für die spätere Schätzung von Regressionsgewichten mehrfach realisiert werden. Die Realisierungen einer bestimmten Anordnung der vollständig (und unvollständig) besetzten Dimensionen werden zu einem Satz zusammengefaßt; somit ergeben sich 15 verschiedene Sätze. Um die Vpn nicht zu überfordern, sollte jede Vp nur eine Teilmenge von Sätzen bearbeiten. Eine Vp sollte jedoch jede Dimension sowohl vollständig als auch unvollständig erhalten, wobei jeder vollständigen Besetzung zwei unvollständige Besetzungen entsprechen sollten, so daß einmal die eine Alternative und dann die andere Alternative besetzt war. Aus Tabelle 2 geht hervor, wie aus den 15 Sätzen jeweils 3 Sätze so zusammengefaßt wurden, daß diese Bedingungen erfüllt waren.

Da jedes Paar in 25 Replikationen dargeboten werden sollte, wurden insgesamt 375 Paare (15 Sätze mit je 25 Paaren) konstruiert. Die Punktwerte wurden aus einer Normalverteilung mit einem Mittelwert von 7,5 und einer Standardabweichung von 2,75 gezogen und auf ganzzahlige Werte auf- bzw. abgerundet. Für jedes Paar wurden die Punktwerte aus der Normalverteilung gezogen und entsprechend dem Konstruktionsprinzip den einzelnen Alternativen als Merkmale zugewiesen. Die 35 Vpn wurden nach Zufall gleichmäßig auf 5 Vpn-Gruppen verteilt, so daß je 7 Vpn die gleichen 3 Sätze, d.h. 75 Paare bearbeiteten.

¹ Dazu wurden Beschreibungsdimensionen ausgewählt, bei denen angenommen werden kann, daß sie für ein Urteil über die Stipendienvergabe unterschiedlich wichtig sind. Um eine hinreichende Variationsbreite der Wichtigkeit von Dimensionen sicherzustellen, wurde ihre Anzahl gegenüber Slovic und MacPhillamy verdoppelt.

Tabelle 2
Schema der Alternativenkonstruktion

Vpn-Gruppe	1			2			3			4			5		
Satz	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
Dimension 1	v	u _A	u _B	v	u _B	u _A	v	u _B	u _A	v	u _B	u _A	v	u _A	u _B
Dimension 2	v	u _B	u _A	u _A	v	u _B	u _A	v	u _B	u _A	v	u _B	u _A	v	u _B
Dimension 3	u _A	v	u _B	v	u _A	u _B	u _B	u _A	v	u _B	u _A	v	u _B	v	u _A
Dimension 4	u _B	u _A	v	u _B	v	u _A	v	u _B	u _A	u _A	u _B	v	u _A	u _B	v
Dimension 5	u _B	v	u _A	u _A	u _B	v	u _A	v	u _B	v	u _A	u _B	u _B	u _A	v
Dimension 6	u _A	u _B	v	u _B	u _A	v	u _B	u _A	v	u _B	v	u _A	v	u _B	u _A

Anmerkung. v = vollständig besetzt;

u_A = unvollständig besetzt, Merkmal für Alternative A vorhanden;

u_B = unvollständig besetzt, Merkmal für Alternative B vorhanden.

Versuchsablauf

Zu Beginn des Versuches erhielt die Vp schriftlich eine allgemeine Instruktion, die sie mit dem generellen Versuchsablauf vertraut machte. Das Experiment bestand aus drei Teilen: der ersten Erhebung von Dimensionswichtigkeiten, einem Wahl- und Urteilsteil und einer zweiten Erhebung von Dimensionswichtigkeiten. Jeder Teil begann mit einer ausführlichen schriftlichen Instruktion.

Erste Erhebung der Dimensionswichtigkeiten

Für die Erhebung der Dimensionswichtigkeiten sollte sich die Vp in die Rolle des Mitglieds eines Gremiums versetzen, das über die Auswahl von Schülern entscheidet, die für die Vergabe eines naturwissenschaftlichen Stipendiums infrage kommen und zu einem Vorstellungsgespräch eingeladen werden sollen.

Die Vp sollte die Dimensionen nach ihrer Wichtigkeit ordnen, indem sie Kärtchen mit den Dimensionsnamen in eine entsprechende Rangreihe legte. Dann sollte sie jeder Dimension Zahlenwerte zwischen 1 und 100 zuordnen. Die Vp wurde instruiert, der wichtigsten Dimension den Wert 100, der unwichtigsten den Wert 1 und den übrigen Dimensionen dazwischenliegende, ihrer Wichtigkeit entsprechende Werte zuzuordnen. Die Wichtigkeitsrangreihe und die Wichtigkeitsratings wurden vom VI notiert. Die Erhebung der Dimensionswichtigkeiten dauerte durchschnittlich 15 Minuten.

Wahl- und Urteilsteil

Der Wahl- und Urteilsteil wurde mit AppleII-Mikrocomputern gesteuert, an die jeweils eine Joystick-Box mit einem Steuerhebel und zwei Antwortknöpfen angeschlossen war. Das Versuchssteuerungsprogramm wurde in Turbo-Pascal unter CP/M mit Assembler-Routinen zur Zeitmessung und zur Abfrage der Joystick-Box geschrieben.

Zu Beginn dieses Teils wurde der Vp noch einmal die Beurteilungssituation beschrieben (Auswahl eines Schülers, der für die Vergabe eines naturwissenschaftlichen Stipendiums infrage kommt und zu einem Vorstellungsgespräch eingeladen werden soll). Dann wurde erklärt, daß jeder Schüler durch Punktwerte zwischen 0 und 15 Punkten beschrieben wird. Außerdem wurde mitgeteilt, daß nicht in allen Fächern Punktwerte vorliegen würden, da nicht alle Bewerber die Fächer, auf denen Noten erfragt wurden, in der Oberstufe belegt hatten. Um zu verhindern, daß ein fehlender Punktwert als Indiz für mangelnde Leistungsfähigkeit angesehen wird, wurde in der Instruktion darauf hingewiesen, daß bestimmte Fächer bzw. Fächerkombinationen aus organisatorischen Gründen nicht belegt werden konnten. Welche Information nicht abrufbar war, wurde durch eine Markierung am Bildschirm gekennzeichnet. Bei jedem vorgegebenen Schülerpaar konnten die Merkmale bei jeweils zwei Dimensionen für beide Schüler abgerufen werden, bei zwei Dimensionen nur für den einen Schüler und bei zwei Dimensionen nur für den anderen. Die Vp war instruiert worden, so viele Informationen abzurufen, wie sie für eine Wahl benötigte; sobald sie jedoch eine Wahl getroffen hatte, sollte sie diese sofort mitteilen. Sie konnte also das Bearbeitungs tempo selbst bestimmen.

Die Vp traf in insgesamt 81 Durchgängen Wahlen zwischen jeweils zwei Schülern und gab nach jeder Wahl eine Einschätzung des Unterschieds zwischen diesen Schülern ab: Die ersten 6 Durchgänge dienten zur Einübung; darauf folgten dann 75 Durchgänge, deren Daten ausgewertet wurden. Die Reihenfolge der 75 Paare wurde für jede Vp neu randomisiert.

Am Anfang eines Durchgangs wurden die sechs Dimensionen und rechts daneben zwei Spalten, die mit 'Schüler A' und 'Schüler B' überschrieben waren, am Bildschirm des Computers dargeboten. Die Positionen, für die keine Informationen vorlagen, waren mit einem waagerechten Strich gekennzeichnet. Die sechs Dimensionen wurden am Bildschirm immer in der gleichen Reihenfolge dargeboten (siehe Abbildung 1).

	Schüler A	Schüler B
Deutsch/Fremdsprachen		—
Mathematik/Naturwiss.	—	
sozialk. Fächer		
bildende Kunst/Musik		—
Sport	10	
Mitarbeit	—	

Abbildung 1. Beispiel für den Bildschirmaufbau beim Informationsabruf. Dargestellt ist der Bildschirmaufbau für eine Vp, die ein Alternativenpaar aus dem Satz 2 (siehe Tabelle 2) bearbeitet und das Merkmal des Schülers A auf der Dimension 'Sport' abgerufen hat.

Einzelne Punktwerte konnten von der Vp abgerufen werden, indem sie den Cursor mithilfe des Joysticks an die entsprechende Stelle des Bildschirms positionierte und dann einen Knopf drückte; sobald ein neuer Punktwert abgerufen wurde, verschwand der zuletzt betrachtete Punktwert. Hinsichtlich der Reihenfolge und der Anzahl von Informationsabrufen bestand keinerlei Beschränkung, insbesondere konnte auch das gleiche Merkmal mehrfach abgerufen werden. Die abgerufenen Merkmale sowie Auswahl und Darbietungszeiten wurden vom Computer registriert. Als Auswahlzeit wird die Zeit von

der ersten Hebelbewegung zur Auswahl eines Merkmals bis zum Knopfdruck zum Einblenden des ausgewählten Merkmals gemessen. Die Darbietungszeit ist die Zeit vom Einblenden eines ausgewählten Merkmals bis zur ersten Hebelbewegung zur Auswahl eines weiteren Merkmals.

Durch Positionierung des Cursors auf 'Schüler A' oder 'Schüler B' und einen Knopfdruck wählte die Vp eine Alternative. Diese Wahl wurde ebenfalls registriert.

Unmittelbar nach der Wahl mußte die Vp den Unterschied zwischen beiden Schülern beurteilen. Dazu erschien am unteren Bildschirmrand eine 12,3 cm lange horizontale Linie, die an den Endpunkten mit 'sehr geringer Unterschied' bzw. 'sehr großer Unterschied' bezeichnet war. Der Cursor konnte von der Vp an einer von 40 Stellen auf dieser Linie positioniert und das Unterschiedsurteil mit einem Knopfdruck bestätigt werden. (Die Position auf der Linie wurde zur Analyse in einen Wert zwischen 1 und 40 übertragen.) Nach diesem Vergleichsurteil, welches wiederum vom Computer registriert wurde, war ein Wahl- und Urteilsdurchgang beendet, und es erschien auf dem Bildschirm sofort das nächste Alternativenpaar. Dieser Teil des Versuchs dauerte im Durchschnitt 75 Minuten.

Zweite Erhebung der Dimensionswichtigkeiten

An die Wahl und Urteilsphase schloß sich noch einmal eine Wichtigkeitsrangordnung und ein Wichtigkeitsrating der Dimensionen an. Dieser dritte Versuchsteil war ebenso wie der erste Versuchsteil aufgebaut und sollte dazu dienen, festzustellen, ob sich hinsichtlich der Wichtigkeit der Dimensionen Änderungen ergeben hatten. Er dauerte ebenfalls durchschnittlich 15 Minuten.

Das Experiment wurde in Einzelsitzungen durchgeführt, die durchschnittlich 105 Minuten dauerten.

ERGEBNISSE

Im folgenden Ergebnisteil werden zuerst die regressionsanalytischen Ergebnisse berichtet, anschließend die Ergebnisse der Prozeßdatenauswertung.

Regressionsanalytische Ergebnisse

Es soll bestimmt werden, wie sich Wichtigkeit und dimensionale Vergleichbarkeit von Dimensionen darauf auswirken, in welchem Ausmaß die Merkmale der Dimensionen in Vergleichsurteile eingehen. Dazu werden Regressionsgewichte für Dimensionen unterschiedlicher Wichtigkeit bei vollständiger und unvollständiger Besetzung berechnet. Die Wichtigkeit der Dimensionen wurde für jede Vp individuell anhand ihrer Wichtigkeitsrangreihe (bei der zweiten Erhebung der Dimensionswichtigkeiten) bestimmt. Die Vpn wichen bei der zweiten Erhebung der Dimensionswichtigkeiten nur selten von ihrer ersten Rangreihung der Dimensionen ab. Dies zeigen die individuellen Rangkorrelationen der beiden erhobenen Rangreihen: 19 Vpn vergaben nach dem Wahl- und Urteilsteil des Versuches die gleichen Rangplätze wie vor diesem Teil; der Median der 35 Rangkorrelationskoeffizienten liegt daher bei 1,0, die kleinste Korrelation beträgt .66. Für die Wichtigkeitsbestimmung wurde die zweite Rangreihe herangezogen,

weil sie im Anschluß an die Wahlen abgegeben wurde und so die beim Wahl- und Urteilsvorgang wirksame Wichtigkeit möglicherweise besser wiedergibt.

Für die Schätzung der Regressionsgewichte der Dimensionen in Abhängigkeit von den experimentellen Bedingungen wird das regressionsanalytische Modell nach Slovic und MacPhillamy (1974) verwendet. Dieses Modell geht davon aus, daß die Einschätzungen des Unterschieds der dargebotenen Alternativen durch eine Linearkombination der gewichteten Merkmale, die für die Alternativen verfügbar sind, vorhergesagt werden können. Deshalb wurden das Differenzurteil als Kriterium und die abrufbaren (nicht die tatsächlich abgerufenen) Informationen als Prädiktoren in die Regressionsgleichung eingesetzt.²

Für die 3 Sätze jeder Vp der Vpn-Gruppe 1 (siehe Tabelle 2) ergeben sich die folgenden 3 Modellgleichungen:

$$d(AB) = \beta_{1A} D1_A - \beta_{1B} D1_B + \beta_{2A} D2_A - \beta_{2B} D2_B + \beta_{3A} D3_A - \beta_{4B} D4_B - \beta_{5B} D5_B + \beta_{6A} D6_A \quad (1)$$

$$d(AB) = \beta_{1A} D1_A - \beta_{2B} D2_B + \beta_{3A} D3_A - \beta_{3B} D3_B + \beta_{4B} D4_B + \beta_{5A} D5_A - \beta_{5B} D5_B + \beta_{6A} D6_A \quad (2)$$

$$d(AB) = -\beta_{1B} D1_B + \beta_{2A} D2_A - \beta_{3B} D3_B + \beta_{4A} D4_A - \beta_{4B} D4_B + \beta_{5A} D5_A + \beta_{6A} D6_A - \beta_{6B} D6_B \quad (3)$$

Dabei entspricht das Kriterium $d(AB)$ dem Vergleichsurteil, das bei Wahl von Alternative A positiv, bei Wahl von Alternative B negativ kodiert wurde; $D1_A, D1_B, D2_A, \dots, D6_B$ sind abrufbare Merkmale ($D1, \dots, D6 \in \{0, \dots, 15\}$) auf einer der 6 Dimensionen für Alternative A oder B; $\beta_{1A}, \beta_{1B}, \beta_{2A}, \dots, \beta_{6B}$ sind Regressionsgewichte der Merkmale einer der 6 Dimensionen für Alternative A oder B.

Die 3 Gleichungen liefern 2 Gewichte für den Fall der vollständigen Besetzung wie auch den Fall der unvollständigen Besetzung einer Dimension. Beispielsweise werden die Gewichte der vollständig besetzten Dimension 1 als β_{1A} und β_{1B} aus Gleichung (1) geschätzt, die Gewichte der unvollständig besetzten Dimension 1 als β_{1A} aus Gleichung (2) und als β_{1B} aus Gleichung (3). Hierbei stammen für eine unvollständig besetzte Dimension die Summanden immer aus verschiedenen Gleichungen und für eine vollständig besetzte Dimension immer aus einer Gleichung.

So werden für jede Vp der Vpn-Gruppe 1 mit den 3 Gleichungen (1) bis (3) für jede Dimension 4 Gewichte berechnet. Für jede Dimension wird die Summe des Betrages der beiden Gewichte bei vollständiger Besetzung der Dimension und die Summe des Betrages der beiden Gewichte bei unvollständiger Besetzung gebildet. Die Summe wird durch zwei geteilt, um pro Dimension je ein mittleres Regressionsgewicht für vollständige und unvollständige Besetzung zu erhalten.³ Entsprechend wird auch bei den Vpn-Gruppen 2 bis 5 verfahren, wobei die drei

² Dieses Vorgehen entspricht dem von Slovic und MacPhillamy insofern, als die simultane Darbietung von Merkmalen ihre Verarbeitung ebenfalls nicht sicherstellt.

³ Die Summenbildung der β -Gewichte erscheint zulässig, da bei Angemessenheit des linearen Modells, d.h. bei gerechtfertigter Normalverteilungsannahme der Residuen auch die geschätzten (unstandardisierten) b -Gewichte normal-

Gleichungen zur Schätzung der entsprechenden Regressionskoeffizienten nach dem Konstruktionsschema (siehe Tabelle 2) aufgestellt werden.

Insgesamt wird mit dem linearen Modell eine gute Anpassung an die Daten erreicht. Für die 105 multiplen Korrelationen R – für jede der 35 Vpn werden drei Gleichungen vom obigen Typ aufgestellt – beträgt der Median .89, das Minimum .64, das Maximum .98; nur in 8 Fällen ist die multiple Korrelation nicht signifikant.

Nach Slovic und MacPhillamy wird erwartet, daß die mittleren Regressionsgewichte bei vollständig besetzten Dimensionen größer sind als bei unvollständig besetzten; wir erwarten jedoch, daß dies bei Dimensionen mittlerer Wichtigkeit, nicht aber bei wichtigen und unwichtigen Dimensionen der Fall sein wird.

In Tabelle 3 sind pro Dimension die mittleren Regressionsgewichte – gemittelt über alle Vpn – für vollständige und unvollständige Besetzung angegeben. Die Dimensionen sind anhand der erhobenen Wichtigkeitsrangreihen individuell nach Wichtigkeit geordnet.

Tabelle 3

*Mittlere Beta-Gewichte der vollständig und unvollständig besetzten Dimensionen
(in Klammern Standardabweichungen)*

Dimensionen nach Wichtigkeit	Dimensionsbesetzung	
	vollständig	unvollständig
1	.571 (.091)	.570 (.174)
2	.309 (.124)	.223 (.134)
3	.267 (.139)	.181 (.104)
4	.185 (.101)	.124 (.070)
5	.164 (.102)	.108 (.073)
6	.121 (.069)	.113 (.060)

Die Höhe der Gewichte nimmt sowohl bei vollständiger als auch unvollständiger Besetzung systematisch mit der Dimensionwichtigkeit ab.⁴ Eine 2x6-faktorielle Varianzanalyse mit Meßwiederholung auf beiden Faktoren mit den Gewichten als abhängige Variable ergibt einen signifikanten Haupteffekt der Dimensionswichtigkeit ($F(5, 170) = 121.14$; $MSE = 8.03$; $p < .001$). Durch eine

verteilt sind (Searle 1971, S. 99). Da diese durch eine lineare Transformation in (standardisierte) β -Gewichte überführt wurden, ist auch deren Verteilung normal. Obwohl die Normalverteilung nicht zwingend Intervallskalenniveau impliziert (Thomas 1982), folgen wir hier Slovic und MacPhillamy und gehen ungeprüft von einem Intervallskalenniveau aus.

⁴ Die Höhe der Beta-Gewichte stimmt mit den individuell vergebenen Wichtigkeitsrangplätzen überein: Das Minimum der Rangkorrelationen zwischen Beta-Gewichten und Wichtigkeitsrangplätzen beträgt .26, der Median .83, das Maximum 1.0.

arcsin-Transformation der Gewichte wurde zuvor sichergestellt, daß die Voraussetzungen für die Varianzanalyse (Normalverteilung der Meßwerte, Homogenität der Varianzen und der Varianz-Kovarianz-Matrix) erfüllt waren (Winer, 1971, S. 400). Die von Winer empfohlenen Transformationen der Meßwerte wurden – falls erforderlich – bei allen im folgenden berichteten Varianzanalysen vorgenommen. Falls die Varianzhomogenität dennoch verletzt war, wurden die Freiheitsgrade bei der Bestimmung des p-Wertes adjustiert.

Die Gewichte fallen für vollständige Besetzung bei allen Dimensionen größer aus als bei unvollständiger Besetzung. Dieser Unterschied ist ebenfalls statistisch bedeutsam ($F(1,34) = 19.25$; $MSE = 1.05$; $p < .001$). Allerdings sind die Unterschiede bei der wichtigsten und unwichtigsten Dimension im Vergleich zu den übrigen Dimensionen sehr gering; d.h. die dimensionale Vergleichbarkeit hat erwartungsgemäß bei der wichtigsten und unwichtigsten Dimension nahezu keinen Einfluß. Daher wird auch die Wechselwirkung signifikant ($F(5,170) = 3.21$; $MSE = .10$; $p < .01$).⁵

In Abbildung 2 werden zur Veranschaulichung dieser Wechselwirkung die Differenzen der mittleren Gewichte für vollständige und unvollständige Besetzung (siehe Tabelle 3) in Abhängigkeit von der beurteilten Dimensionswichtigkeit abgetragen.

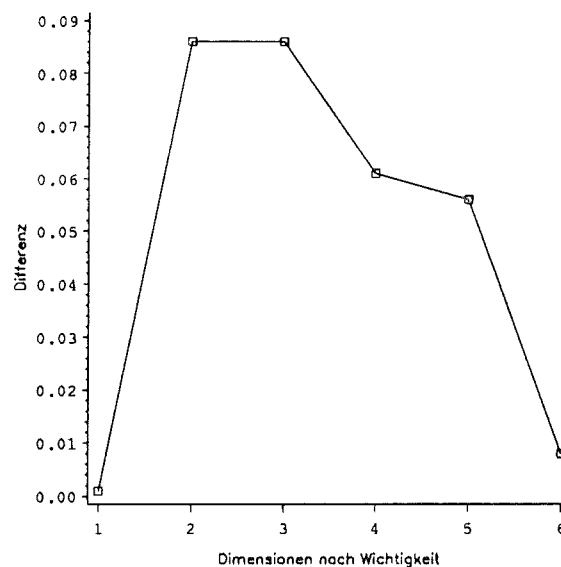


Abbildung 2. Differenzen zwischen den mittleren Regressionsgewichten für vollständig und unvollständig besetzte, individuell nach Wichtigkeit geordnete Dimensionen.

⁵ Wenn man die Beta-Gewichte für vollständig und unvollständig besetzte Dimensionen bei jeder Vp betrachtet, zeigt sich bei der wichtigsten und bei der unwichtigsten Dimension für genau 50% der Vpn (der nach Zufall zu erwartende Anteil), bei den übrigen Dimensionen mittlerer Wichtigkeit jedoch für 74% der Vpn ein höheres Gewicht der vollständig besetzten Dimension.

Abbildung 2 zeigt nochmals sehr deutlich, daß bei der wichtigsten Dimension nahezu gar kein, bei der unwichtigsten Dimension nur ein sehr kleiner Unterschied zwischen den Differenzen der mittleren Regressionsgewichte für vollständige und unvollständige Besetzung besteht. Im Gegensatz dazu sind die Differenzen bei den Dimensionen mittlerer Wichtigkeit wesentlich größer.

Prozeßergebnisse

Die bisher berichteten Ergebnisse sagen wenig darüber aus, welche kognitiven Prozesse bei der Urteilsfindung eingesetzt werden und dem Effekt von dimensionaler Vergleichbarkeit und Dimensionswichtigkeit auf Vergleichsurteile zugrunde liegen. Darüber sollen die im folgenden berichteten Ergebnisse Aufschluß geben.

Ausgehend von den Annahmen über die Verarbeitungsprozesse bei der Urteilsfindung werden zuerst die Ergebnisse zur Reihenfolge des Informationsabrufs, zweitens die Abrufhäufigkeiten und Bearbeitungszeiten und drittens Ergebnisse zur Frage der Präferenz für dimensionale Übergänge innerhalb der Abrufsequenzen berichtet.

Reihenfolge des Informationsabrufs

Es wurde geprüft, ob der Zeitpunkt des Abrufs eines Merkmals in einem Wahldurchgang von der Wichtigkeit der Dimension, zu der das Merkmal gehörte, abhängt. Bei einer Wahl waren immer acht Merkmale abrufbar, vier auf vollständig besetzten und vier auf unvollständig besetzten Dimensionen. Da zu einem Zeitpunkt immer nur ein einziges Merkmal ausgewählt werden konnte, kann jedem Abruf eine Abrufposition zugewiesen werden. Es bestand die Möglichkeit, nicht alle verfügbaren Merkmale abzurufen oder auch Merkmale mehrfach abzurufen. Im ersten Fall wurde der Mittelwert der verbliebenen Rangplätze nicht betrachteter Merkmale vergeben. Wurden z.B. nur fünf der acht dargebotenen Merkmale ausgewählt, so wurde für die nichtbetrachteten drei Merkmale jeweils der Rangplatz 7 ($\frac{6+7+8}{3}$) vergeben. Im zweiten Fall, der mehrfachen Betrachtung, wurden alle Abrufe eines Merkmals nach dem ersten ignoriert und gingen nicht in die Analyse ein. Innerhalb jeden Wahldurchgangs wurde die Abrufposition eines Merkmals festgehalten und, getrennt nach der zugehörigen Alternative und nach vollständiger und unvollständiger Dimensionsbesetzung, den nach individueller Wichtigkeit geordneten Dimensionen zugewiesen. Pro Vp und Dimension wurden die Abrufpositionen beider Merkmale über die 25 Realisierungen einer vollständig besetzten Dimension und die Abrufpositionen der Merkmale der zweimal 25 Realisierungen der gleichen Dimension bei unvollständiger Besetzung gemittelt. Die über die Vpn gemittelten Abrufpositionen pro Dimension, Alternative und Art der Besetzung der Dimension sind in Tabelle 4 wiedergegeben.

Tabelle 4

Mittlere Abrufposition der Merkmale pro Alternative und Dimension für vollständig und unvollständig besetzte, individuell nach Wichtigkeit geordnete Dimensionen

Dimensionen nach Wichtigkeit	Dimensionsbesetzung						gesamt
	vollständig			unvollständig			
	Alt1	Alt2	beide	Alt1	Alt2	beide	
1	1.84	2.83	2.34	1.97	2.63	2.30	2.32
2	2.94	3.93	3.43	3.47	3.63	3.55	3.49
3	3.30	4.36	3.83	4.22	4.63	4.42	4.13
4	4.55	5.37	4.96	4.95	5.57	5.26	5.11
5	5.10	5.68	5.39	5.70	6.20	5.95	5.67
6	5.78	6.39	6.08	6.24	6.74	6.49	6.29
gesamt	3.92	4.76	4.34	4.43	4.90	4.66	4.50

Es besteht ein klarer Zusammenhang zwischen Abrufposition und Dimensionswichtigkeit insofern, als Merkmale wichtigerer Dimensionen im Durchschnitt immer vor Merkmalen unwichtiger Dimensionen abgerufen werden. Wie deutlich dieser Zusammenhang ist, zeigt auch der Befund, daß der Median der für jede einzelne Vp berechneten Rangkorrelationen zwischen Abrufposition und Wichtigkeit bei .83 liegt, das Minimum bei .09, das Maximum bei 1.00.

Darüber hinaus werden mit Ausnahme der wichtigsten Dimension Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen im Durchschnitt früher betrachtet als Merkmale unvollständig besetzter Dimensionen. Da die beiden Merkmale einer vollständig besetzten Dimension immer innerhalb eines Alternativenpaares auftraten, muß das zweite Merkmal dieser Dimension zwangsläufig eine höhere Abrufposition erhalten als das zuerst bearbeitete. Die Merkmale für unvollständige Besetzung hingegen werden für Alternative 1 und 2 in verschiedenen Alternativenpaaren dargeboten, sodaß der Abruf des einen Merkmals einer unvollständig besetzten Dimension keine (nachteiligen) Auswirkungen auf die Abrufposition des anderen Merkmals auf dieser Dimension hat.

Daß Merkmale für die am Bildschirm links dargebotene Alternative 1 unabhängig von der Dimensionswichtigkeit früher abgerufen werden als die Merkmale für die rechts dargebotene Alternative 2, hängt vermutlich mit der Leserichtung zusammen.

Die Effekte der Einflußgrößen Dimensionswichtigkeit, Dimensionsbesetzung und der Bildschirmanordnung der Alternativen (links oder rechts) ließen sich statistisch absichern; ein Test wird hier aber nicht angegeben, weil die bisher berichte-

ten Ergebnisse zur Abrufreihenfolge, wie beschrieben, eine Verzerrung enthalten, die durch eine im folgenden geschilderte Auswertungsmethode vermieden wird.

Nach Aschenbrenner et al. (1986) läßt sich der Abruf von Informationen bei Wahlen zwischen mehrdimensional beschriebenen Alternativen als ein probabilistischer Selektionsprozeß im Sinne von Luce's (1959) Wahllaxiom wie folgt beschreiben.

Sei J die Menge der noch nicht abgerufenen Informationen. Zu Beginn des Auswahlprozesses enthält J alle verfügbaren Informationen; im weiteren Verlauf des Prozesses werden sukzessive die abgerufenen Informationen aus der Menge J entfernt. Nach Luce's Wahllaxiom ist dann die Wahrscheinlichkeit p_{iJ} für die Wahl der Information i aus der Menge J gegeben durch

$$p_{iJ} = \frac{s_i}{\sum_{j \in J} s_j}, \quad (4)$$

wobei mit s_i von der jeweiligen Menge J unabhängige Parameter, sogenannte BTL-Parameter, der einzelnen Informationen bezeichnet werden.

Aschenbrenner et al. zeigten anhand der Daten von drei Experimenten, daß Dimensionen in Sequenzen abgerufen werden, die sich durch das Auswahl-Axiom gut beschreiben lassen.

Im vorliegenden Fall wurden die BTL-Parameter s_i zunächst für einzelne Merkmale geschätzt und anschließend analog zur Schätzung der β -Gewichte für vollständig und unvollständig besetzte Dimensionen zusammengefaßt. Für die Schätzung wurde (wie bei der Berechnung der mittleren Abrufpositionen) nur der erste Abruf eines Merkmals herangezogen. Die Parameter der einzelnen Merkmale wurden für jede Vp aus den 25 Abrufreihenfolgen pro Satz geschätzt. Das Schätzverfahren, das auf einem iterativen *maximum likelihood*-Algorithmus nach van Putten (1982) beruht, wird in Kadijk (1990) beschrieben.

Wie oben geschildert gab es pro Alternativenpaar vier Merkmale auf den beiden vollständig besetzten Dimensionen und vier Merkmale auf den unvollständig besetzten Dimensionen; um die Dimensionen unter vollständiger und unvollständiger Besetzung miteinander zu vergleichen, wurden die beiden Merkmale einer vollständig besetzten Dimension eines Satzes den Merkmalen dieser Dimension in unvollständiger Besetzung aus den beiden anderen Sätzen einer Vp-Gruppe gegenübergestellt.

Für eine unverzerrte Schätzung der Parameter pro Merkmal wurde das Schätzverfahren nicht direkt auf alle acht Merkmale eines Satzes angewandt, sondern viermal auf je sechs Merkmale: Zusätzlich zu den vier Merkmalen auf unvollständig besetzten Dimensionen wurde jeweils nur ein Merkmal einer der beiden vollständig besetzten Dimensionen in die Schätzung einbezogen und die beiden übrigen ignoriert. Da dies auf vier verschiedene Arten realisiert werden

kann (vier geordnete Paare), wurden pro Satz vier Schätzungen vorgenommen und die erhaltenen Parameter gemittelt. Die so für jede Dimension erhaltenen Parameter sind in Tabelle 5 für die jeweilige Besetzung wiedergegeben.

Tabelle 5

Mittlere BTL-Parameter für vollständig und unvollständig besetzte, individuell nach Wichtigkeit geordnete Dimensionen

Dimensionen nach Wichtigkeit	Dimensionsbesetzung	
	vollständig	unvollständig
1	11.120	9.349
2	5.051	4.629
3	3.761	2.574
4	1.294	1.104
5	1.054	0.619
6	0.273	0.447

Die Abrufreihenfolgen werden durch die aufgrund des Wahllaxioms geschätzten Parameter gut beschrieben; nur in wenigen Fällen war aufgrund von *likelihood*-Quotienten- χ^2 -Tests des eingeschränkten gegen das uneingeschränkte Modell das eingeschränkte Modell (mit den geschätzten Parametern) zurückzuweisen.

Je höher die beurteilte Wichtigkeit einer Dimension ist, desto höher fallen die Parameter aus, die aus den Reihenfolgen des Informationsabrufs geschätzt wurden; Merkmale werden danach umso früher abgerufen, je wichtiger die Dimensionen sind, auf denen sie liegen ($F(1, 34) = 5.01$; $MSE = 42.75$; $p < .05$). Darüber hinaus werden, gemessen an den Parametern, vollständig besetzte Dimensionen früher abgerufen als unvollständig besetzte Dimensionen ($F(5, 170) = 22.23$; $MSE = 972.84$; $p < .0001$). Da dieser Unterschied in der Höhe der Parameter nicht auf allen Dimensionen vergleichbar deutlich ausfällt, wird auch die Interaktion signifikant ($F(5, 170) = 2.52$; $MSE = 8.87$; $p < .05$). Der Interaktion liegt keine einfach erkennbare Systematik zugrunde. Mit den anhand der Regressionsgewichte erhaltenen Ergebnisse (siehe Tabelle 3 und Abbildung 2) stimmt zwar überein, daß sich auf der unwichtigsten Dimension sogar höhere BTL-Parameter für unvollständige gegenüber vollständiger Besetzung ergeben; im Widerspruch steht jedoch der Befund, daß sich auf der wichtigsten Dimension ein sehr deutlicher, auf der zweitwichtigsten Dimension ein geringer Unterschied zeigt; bei den Regressionsgewichten verhielt es sich umgekehrt.

Abrufhäufigkeiten und Bearbeitungszeiten

Um der Frage nachzugehen, ob Selektivität zur Aufklärung der oben beschriebenen Effekte der dimensional Vergleichbarkeit beiträgt, wurde zuerst die mittlere Häufigkeit der Betrachtung einzelner Merkmale und der Nichtbetrachtung von Merkmalen berechnet.

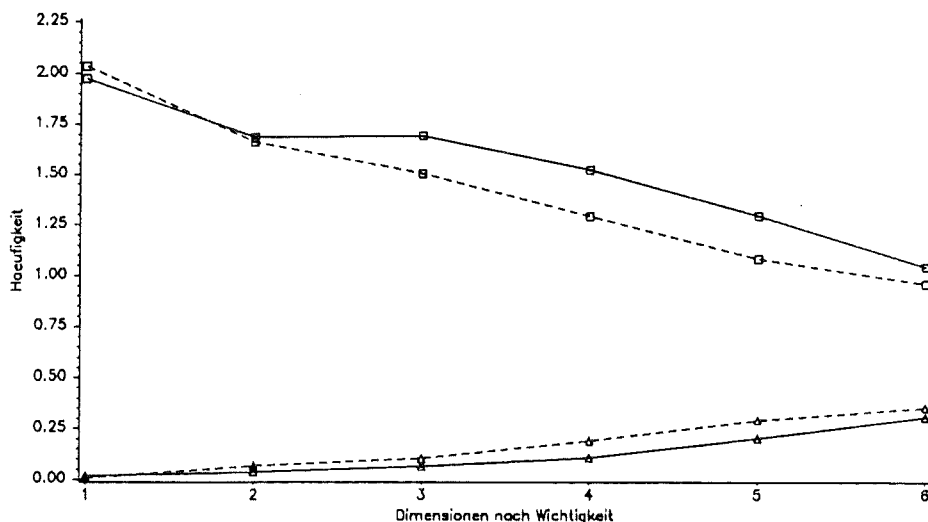


Abbildung 3. Mittlere Häufigkeit der Betrachtung und Nichtbetrachtung der Merkmale auf vollständig und unvollständig besetzten, individuell nach Wichtigkeit geordneten Dimensionen pro Wahldurchgang. Quadrate bezeichnen die Betrachtungshäufigkeiten, Dreiecke die Nichtbetrachtungen; durchgezogene Linien stehen für vollständig besetzte Dimensionen, unterbrochene Linien für unvollständig besetzte Dimensionen.

Hätte z.B. eine Vp jedes verfügbare Merkmal in jedem Wahldurchgang genau einmal abgerufen, so ergäbe sich für jedes Merkmal eine mittlere Betrachtungshäufigkeit von 1.0. Mittlere Häufigkeiten, die größer 1.0 sind, bedeuten, daß die entsprechenden Merkmale im Durchschnitt mehr als einmal pro Wahldurchgang ausgewählt wurden. Mit Ausnahme der unwichtigsten Dimension bei unvollständiger Besetzung trifft dies für alle Merkmale zu. Die Häufigkeit der Merkmalsbetrachtung nimmt – unabhängig von der Besetzung der jeweiligen Dimension – nahezu durchgängig mit der Wichtigkeit der Dimension ab ($F(5, 170) = 49.81; MSE = 9.05; p < .0001$).

Wie aus Abbildung 3 weiter zu ersehen, werden Merkmale dann häufiger betrachtet, wenn sie auf der vollständig besetzten Dimension auftreten als wenn sie auf der gleichen Dimension in unvollständiger Besetzung auftreten ($F(1, 34) = 23.25; MSE = 1.33; p < .0001$). Nur für die (jeweils) wichtigste Dimension konnte dieses Resultat nicht beobachtet werden, auch bei der zweitwichtigsten Dimension ist der Unterschied sehr gering; bei den übrigen Dimensionen fallen die Unterschiede deutlicher aus, sodaß auch die Interaktion signifikant ist

($F(5, 170) = 6.93$; $MSE = 0.24$; $p < .0001$). Während die mittleren Betrachtungshäufigkeiten mit der Dimensionswichtigkeit abnehmen, verhält es sich bei den Nichtbetrachtungen umgekehrt.

Zur weiteren Aufklärung des Effekts der dimensional Vergleichbarkeit wurden neben den berichteten Abrufhäufigkeiten auch die Bearbeitungszeiten ausgewertet. Getrennt nach Dimensionen und vollständiger und unvollständiger Besetzung wurden die Zeiten, die ein Merkmal am Bildschirm sichtbar war, über Vpn und Wahldurchgänge gemittelt, wobei auch die Zeiten für die mehrfache Betrachtung eines Merkmals miteinbezogen wurden. Die so erhaltenen mittleren Bearbeitungszeiten⁶ sind in Abbildung 4 (oberes Kurvenpaar) veranschaulicht.

Da Merkmale verschiedener Dimensionen unterschiedlich häufig abgerufen wurden (siehe Abbildung 3) und sich schon deshalb für häufiger betrachtete Dimensionen längere Zeiten ergeben sollten, wurden die so erhaltenen Werte durch die mittleren Betrachtungshäufigkeiten geteilt. Die resultierenden mittleren Bearbeitungszeiten pro Merkmal sind ebenfalls in Abbildung 4 (unteres Kurvenpaar) dargestellt.

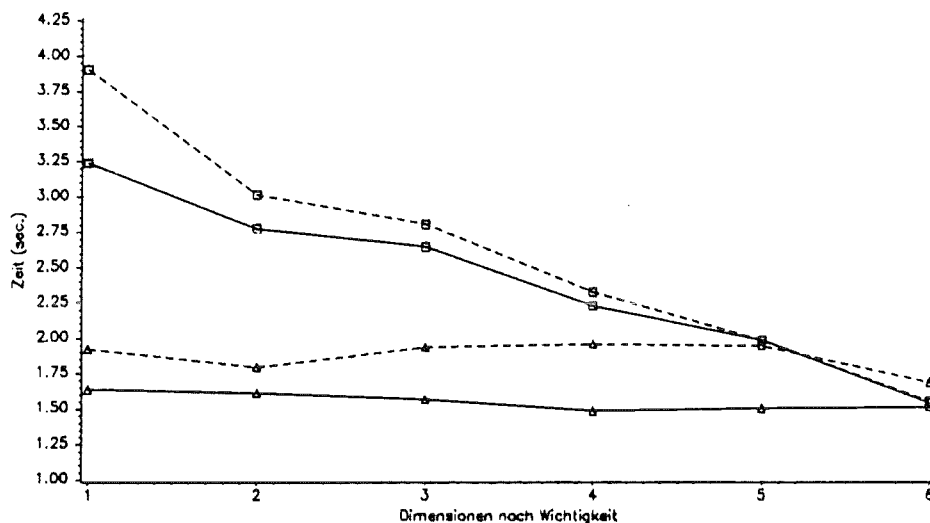


Abbildung 4. Mittlere Bearbeitungszeiten pro Wahldurchgang und mittlere Bearbeitungszeiten pro Merkmal für Merkmale auf vollständig und unvollständig besetzten, individuell nach Wichtigkeit geordneten Dimensionen. Quadrate bezeichnen die mittleren Bearbeitungszeiten pro Wahldurchgang, Dreiecke bezeichnen die mittleren Bearbeitungszeiten pro Merkmal; durchgezogene Linien stehen für vollständig besetzte Dimensionen, unterbrochene Linien für unvollständig besetzte Dimensionen.

⁶ Genau genommen handelt es sich um die Mittelung der Zeiten von der Einblendung eines mittels Hebelbewegung und Knopfdruck ausgewählten Merkmals bis zur Ausblendung dieses Merkmals, nachdem das nächste ausgewählte Merkmal eingeblendet wurde. Da die Vpn diese Zeitspanne selbst bestimmen konnten, gehen wir davon aus, daß ein Merkmal während dieser Darbietungszeit auch bearbeitet wurde.

Es ist deutlich erkennbar, daß Merkmale durchschnittlich länger betrachtet werden, wenn sie zu einer unvollständig besetzten Dimension gehören ($F(1, 34) = 49.47$; $MSE = 10.79$; $p < .0001$). Jedoch zeigen sich keine großen Unterschiede in der Dauer der Bearbeitung, die auf die Dimensionswichtigkeit zurückzuführen wären ($F(5, 170) = 1.74$; $MSE = 0.26$; $p = .17$). Die Interaktion ist ebenfalls nicht signifikant ($F(5, 170) = 2.68$; $MSE = 0.28$; $p = .07$). Daß Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen kürzer bearbeitet werden, könnte daran liegen, daß bei vollständig besetzten Dimensionen dimensionale Vergleiche eingesetzt werden und diese weniger Zeit beanspruchen als die Bearbeitung von Merkmalen auf unvollständig besetzten Dimensionen. Auf diese Möglichkeit wird weiter unten im Zusammenhang mit der Betrachtung dimensionaler Übergänge eingegangen.

Um zu überprüfen, ob die Informationsverarbeitung adaptiv erfolgte, also ob die Abrufhäufigkeiten und die Bearbeitungszeiten systematisch von Eigenschaften der jeweils dargebotenen Alternativenpaare abhängen, wurde für jedes Alternativenpaar die Differenz der vorgegebenen Punktwerte bei vollständig und bei unvollständig besetzten Dimensionen berechnet. Dabei wird angenommen, daß die Punktwertdifferenz ein Indikator für die Attraktivitätsdifferenz der Alternativen ist. Aufgrund der berechneten Differenzen wurden die 75 Paare in drei Klassen von je 25 Paaren mit großer, mittlerer und kleiner Punktwertdifferenz aufgeteilt und für jede Klasse die mittlere Anzahl betrachteter Merkmale und die mittlere Bearbeitungszeit pro Wahldurchgang berechnet. Es wird erwartet, daß bei kleinen Differenzen mehr Information und mehr Zeit benötigt wird als bei großen Differenzen.

Tabelle 6

Mittlere Anzahl abgerufener Merkmale und mittlere Bearbeitungszeiten (in sec.) pro Alternativenpaar in Abhängigkeit von der Punktwertdifferenz der Alternativen

Punktwertdifferenz		Punktwertdifferenz		
		groß	mittel	klein
auf vollständig besetzten Dimensionen	Anzahl	11.30	11.84	12.33
	Zeit	22.98	24.34	25.91
auf unvollständig besetzten Dimensionen	Anzahl	11.78	11.64	12.06
	Zeit	24.08	24.96	24.19

Wie aus Tabelle 6 hervorgeht, zeigt sich nur für die Differenzen bei vollständig besetzten Dimensionen ein systematischer Einfluß in der erwarteten Richtung ($F(2, 68) = 8.87$; $MSE = 9.37$; $p < .001$ bzw. $F(2, 68) = 6.44$; $MSE = 0.08$; $p < .05$ für die Anzahl der Abrufe bzw. die Bearbeitungszeiten), nicht jedoch für unvollständig besetzte Dimensionen ($F(2, 68) = 1.11$; $MSE = 1.58$; $p = .34$ bzw. $F(2, 68) = 0.96$; $MSE = 0.01$; $p = .39$).

Präferenz für dimensionale Übergänge

Um zu prüfen, ob Personen sich beim Informationsabruf an den Alternativen oder den Dimensionen orientieren (oder ob sie weder alternativen- noch dimensionsweise Übergänge bevorzugen, sondern gemischt oder unstrukturiert vorgehen), wird in der Literatur häufig ein von Payne (1976) eingeführter Index verwendet. Bei diesem Index wird die relative Häufigkeit dimensionaler und alternativenweiser Übergänge zueinander in Beziehung gesetzt und so normiert, daß sich Werte zwischen -1 und $+1$ als Maße für den einen oder anderen Abruftyp ergeben.

Dieser Index hat jedoch den Nachteil, bei nichtquadratischen Informationsmatrizen, d.h. bei ungleicher Anzahl von Alternativen und Dimensionen, zu verzerrten Ergebnissen zu führen, da in diesen Fällen die Basisrate beider Abruftypen nicht identisch ist. Daher wurde hier die erwartete relative Übergangshäufigkeit für drei Abruftypen unter der Annahme zufälliger Informationsauswahl bestimmt, um die beobachteten relativen Übergangshäufigkeiten der drei Abruftypen damit zu vergleichen. Es wurden die folgenden drei Abruftypen betrachtet: alternativenweiser Übergang, d.h. Abruf eines weiteren Merkmals derselben Alternative, auf der bereits unmittelbar zuvor ein Merkmal abgerufen worden war; dimensionsweiser Übergang, d.h. Abruf eines weiteren Merkmals auf derselben Dimension, auf der unmittelbar zuvor das andere Merkmal abgerufen worden war; gemischter Übergang, d.h. Abruf eines weiteren Merkmals der anderen Alternative auf einer anderen Dimension.

Die erwartete relative Häufigkeit eines dimensionalen Übergangs bei zufälligem, gleichwahrscheinlichen Abruf der Merkmale wurde wie folgt berechnet. Zuerst muß ein Merkmal einer vollständig besetzten Dimension und unmittelbar anschließend das andere Merkmal auf derselben Dimension abgerufen werden. Da vier der acht verfügbaren Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen lagen, beträgt die Wahrscheinlichkeit eines zufälligen Abrufs für jedes dieser Merkmale $.5$. Im unmittelbar anschließenden Schritt können sieben Merkmale abgerufen werden, von denen nur eines auf derselben Dimension liegt. Da sich nur bei dessen Abruf ein dimensionaler Übergang ergibt, beträgt die bei Zufall erwartete relative Häufigkeit dimensionaler Übergänge $0.5 * \frac{1}{7} = .071$. Analog wurden die bei zufälligem Abruf zu erwartenden relativen Häufigkeiten für alternativenweise und gemischte Übergänge ermittelt. In Tabelle 7 sind die bei zufälligem Abruf erwarteten und die beobachteten relativen Häufigkeiten für dimensionale, alternativenweise und gemischte Übergänge angegeben.

Wie aus Tabelle 7 zu ersehen ist, übersteigt die relative Häufigkeit dimensionaler Übergänge den zufällig zu erwartenden Wert sehr deutlich, d.h. es treten fast dreimal so viele dimensionale Übergänge auf als nach Zufall zu erwarten wären. Ebenso zeigt sich eine leicht erhöhte Tendenz zu alternativenweisem Vorgehen,

Tabelle 7

Relative Häufigkeit von dimensionalen, alternativenweisen und gemischten Übergängen beim Informationsabruf

	dimensional	alternativenweise	gemischt
beobachtet	.194	.505	.301
erwartet*)	.071	.429	.500

*) bei zufälliger Informationsauswahl

während umgekehrt gemischte Abrufe seltener auftreten als bei zufälligem Abruf zu erwarten wäre. Die beobachteten Übergangshäufigkeiten sind nicht mit einem zufälligen Vorgehen zu vereinbaren ($\chi^2(2, N = 28312) = 3142.04$; $p < .0001$).

Sofern bereits ein Merkmal auf einer vollständig besetzten Dimension abgerufen wurde, wird in ca. der Hälfte der Fälle (.51) auch das andere Merkmal abgerufen. Diese bedingte relative Häufigkeit dimensionaler Übergänge liegt wiederum deutlich über dem zufällig zu erwartenden Wert ($\frac{1}{7} = .142$), zeigt aber gleichzeitig, daß dimensionale Übergänge bei vollständig besetzten Dimensionen keineswegs immer eingesetzt werden.

Eine genauere Aufschlüsselung der alternativenweisen Übergänge in solche zwischen zwei, drei und mehr als drei Merkmalen ergab mit .163, .098 und .246 relative Häufigkeiten, die von den zufällig zu erwartenden Werten von .245, .105 und .080 (für Übergänge zwischen zwei, drei und mehr als drei Merkmalen) vor allem dadurch abweichen, daß es eine beträchtliche, kaum durch Zufall erklärbare Anzahl von langen Abrufsequenzen innerhalb einer Alternative gibt.

Eine individuelle Betrachtung der Abrufsequenzen einzelner Vpn bestätigt dieses Bild. Bei einer Zuordnung des Abrufverhaltens jeder einzelnen Vp zu einem alternativenweisen, dimensionsweisen oder gemischten Abruftyp zeigte sich, daß 31 der 35 Vpn eher dem dimensional Abruftyp, nur 4 Vpn dem alternativenweisen Typ und keine Vp dem gemischten Typ zugeordnet werden konnten. Diese Zuordnung erfolgte, indem für jede Vp das Verhältnis der beobachteten zur zufällig zu erwartenden relativen Häufigkeit alternativenweiser, dimensionaler und gemischter Abrufe gebildet und die Vp dem Typ zugeordnet wurde, für den sich das größte Verhältnis ergab.

Nachdem sich gezeigt hat, daß dimensionale Übergänge überzufällig häufig auftreten, soll nun abschließend der Frage nachgegangen werden, ob die kürzere Bearbeitung von Merkmalen auf vollständig besetzten Dimensionen auf möglicherweise weniger aufwendige und daher kürzere dimensionale Vergleiche zurückzuführen ist. In diesem Falle wäre zu erwarten, daß die Bearbeitungszeit für das erste Merkmal bei einem dimensional Übergang kürzer ist als die Bearbeitungszeit für das zweite Merkmal, und daß die durchschnittliche Bearbeitungszeit beider Merkmale kürzer ist als bei einem alternativenweisen oder

gemischten Übergang. Daher wurden die abgerufenen Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen aufgeteilt in solche, zwischen denen ein dimensionaler Übergang stattfand und in solche, bei denen dies nicht der Fall war. Während erwartungsgemäß das erste Merkmal bei einem dimensionalen Übergang mit 1.259 sec. kürzer bearbeitet wurde als das zweite Merkmal (2.208 sec.), lag die gemittelte Bearbeitungszeit für beide Merkmale (1.734 sec.) nur geringfügig unter der durchschnittlichen Bearbeitungszeit der übrigen Merkmale (1.917 sec.). Somit kann die längere Bearbeitungszeit für Merkmale auf unvollständig besetzten Dimensionen nicht allein dadurch erklärt werden, daß bei vollständig besetzten Dimensionen dimensionale Vergleiche eingesetzt werden.

DISKUSSION

Wie auch von Slovic und MacPhillamy (1974) wurde in diesem Experiment ein klarer Effekt der dimensional Vergleichbarkeit gefunden: Dimensionen werden stärker für die Bildung von Vergleichsurteilen herangezogen, wenn beide Merkmalsausprägungen angegeben werden als wenn nur für eine der beiden Alternativen ein Merkmal angegeben wird. Bei der wichtigsten und bei der unwichtigsten Dimension wirkte sich die Manipulation der dimensional Vergleichbarkeit jedoch sehr viel schwächer aus als bei Dimensionen mittlerer Wichtigkeit. Der vernachlässigbar geringe Unterschied bei der wichtigsten Dimension stimmt mit der Beobachtung von Huber (1984) überein, daß wichtige Dimensionen auch dann berücksichtigt werden, wenn sie nur partiell besetzt sind. Beide Ergebnisse stimmen mit der Annahme überein, daß Personen bei Dimensionen, die für das Urteilen oder Wählen sehr wichtig, also diskriminativ sind, von ihrem Wissen über die hohe Bewertungsvariation Gebrauch machen: Sie können dieses Wissen nutzen, um z.B. ein Merkmal auf einer unvollständig besetzten Dimension zu bewerten oder um die fehlende Merkmalsausprägung der anderen Alternative zu erschließen.

Gegen diese Interpretation könnte man einwenden, daß im vorliegenden Versuch auf allen Dimensionen die gleiche Merkmalsvariation vorlag. Die Variation der Merkmale muß jedoch nicht mit der Variation der Merkmalsbewertungen übereinstimmen. Während für die Stipendienvergabe bei den mathematisch-naturwissenschaftlichen Schulleistungen kleine Merkmalsunterschiede mit großen Bewertungsunterschieden einhergehen können, was einer hohen Bewertungsvariation entspricht, können z.B. bei den sportlichen Leistungen großen Merkmalsunterschieden geringe Bewertungsunterschiede entsprechen. Die resultierende geringere Bewertungsvariation wiederum wertet diese Dimension als diskriminierende bereits so stark ab, daß durch die Nicht-Verfügbarkeit eines Merkmals im Sinne eines Bodeneffekts die Wichtigkeit dieser Dimension kaum noch gesenkt werden kann. Das Wissen über die Merkmalsvariation ist also vom Wissen über die Bewertungsvariation zu unterscheiden.

Der Informationsabruf, d.h. die Reihenfolge der Merkmalsbearbeitung, hängt systematisch von der beurteilten Dimensionswichtigkeit und von der dimensional Vergleichbarkeit ab. Dies zeigte sich in den nach Luces Wahlaxiom geschätzten Parametern, mit denen der Abrufprozeß gut beschrieben werden kann. Die Höhe der Parameter nimmt mit steigender beurteilter Dimensionswichtigkeit zu, sie liegt darüber hinaus bei vollständig besetzten Dimensionen, auf denen dimensionale Vergleiche leicht getroffen werden können, durchgängig höher als bei unvollständig besetzten Dimensionen. Die Parameter können als Indikatoren eines eindimensionalen Kontinuums aufgefaßt werden, das sich bei Wahl- und vergleichenden Urteilsaufgaben als Wichtigkeit von Informationen im Sinne ihres Beitrags zur Unterscheidung von Alternativen interpretieren läßt. Nach dieser Interpretation sind daher sowohl die beurteilte Wichtigkeit als auch die dimensionale Vergleichbarkeit Einflußgrößen der Unterscheidbarkeit von Alternativen.

Selektive Verarbeitung zeigt sich zwar nicht in dem erwarteten Ausmaß, da die Mehrzahl der Merkmale zumindest einmal betrachtet wurde. Merkmale auf wichtigen Dimensionen wurden jedoch wesentlich häufiger betrachtet als Merkmale auf unwichtigeren Dimensionen. Abgesehen von der wichtigsten Dimension, für die kein Effekt der dimensional Vergleichbarkeit auftrat, wurden Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen ebenfalls häufiger betrachtet als Merkmale auf unvollständig besetzten Dimensionen. Bezogen auf die Attraktivitäts- bzw. Punktwertdifferenz der Alternativen auf vollständig besetzten Dimensionen erfolgten die Informationsabrufe adaptiv: Je größer die Differenz, desto weniger Merkmale wurden abgerufen und desto weniger Zeit wurde aufgewendet. Die Differenz auf unvollständig besetzten Dimensionen hatte dagegen keine entsprechenden Auswirkungen auf den Informationsabruf. Dies unterstreicht das größere Gewicht vollständig besetzter Dimensionen.

Merkmale auf unvollständig besetzten Dimensionen werden durchgängig länger bearbeitet als Merkmale auf vollständig besetzten Dimensionen. Dies ist mit der Annahme vereinbar, daß für Merkmale, bei denen kein dimensionaler Vergleich möglich ist, Inferenzprozesse im Sinne von Huber (1984) auftreten. Falls Inferenzen gezogen werden, legen Ergebnisse von Huber und McCann (1982), Meyer (1981) sowie Yates, Jagacinski und Faber (1978) nahe, daß bei fehlenden Merkmalen auf eine eher schlechte, unter dem Durchschnitt liegende Merkmalsbewertung geschlossen wird. Bei den hier untersuchten Aufgaben wäre beispielsweise denkbar, daß Personen vermuten, ein Schüler habe deshalb keinen Punktwert in einem bestimmten Fach, weil er es wegen mangelnder Leistungen nicht belegt hatte. Zwar wurde in der Instruktion versucht, durch die Angabe mehrerer Möglichkeiten für fehlende Informationen dieser Vermutung entgegenzuwirken, ausgeschlossen werden kann sie jedoch nicht. Ob und in welcher Form Personen bei unvollständigen Informationen aufgrund ihres Wissens (z.B. über die Variation der Merkmalsbewertungen) oder aufgrund von Situation und Kontext

fehlende Informationen erschließen, bedarf einer weitergehenden Untersuchung.

Die überzufällig häufigen dimensionalen Übergänge und die damit einhergehenden Bearbeitungszeiten deuten darauf hin, daß Personen ihre Vergleichsurteile insbesondere auf dimensionale Vergleiche stützen, die ohne zusätzliche Inferenzen nur bei vollständig besetzten Dimensionen möglich sind. Diese gehen daher stärker in das gebildete Vergleichsurteil ein als unvollständig besetzte Dimensionen.

Die Ergebnisse der Beobachtung des Informationsabrufs bei bewertenden Vergleichen zwischen unvollständig beschriebenen Alternativen sind, zumindest in groben Zügen, mit der Annahme vereinbar, daß die Informationsverarbeitung als sequentieller kriteriumsabhängiger Prozeß verläuft, in dem dimensionale Vergleiche eine wichtige Rolle für die Unterscheidung der Alternativen spielen.

Literaturverzeichnis

- Albert, D., Aschenbrenner, K.M. & Schmalhofer, F. (1989). Cognitive choice processes and the attitude-behavior relation. In A. Upmeyer (Ed.). *Attitudes and behavioral decisions* (pp. 61–99, Springer Series in Social Psychology). New York: Springer-Verlag.
- Aschenbrenner, K.M., Böckenholt, U., Albert, D. & Schmalhofer, F. (1986). The selection of dimensions when choosing between multiattribute alternatives. In R.W. Scholz (Ed.). *Current issues in West German decision research* (pp. 63–78). Frankfurt a.M.: P. Lang.
- Aschenbrenner, K.M., Laier, R. & Albert, D. (1989). *Wichtigkeit als Wissen über die Variation der Merkmalsattraktivität bei der Verhaltenswahl* (Bericht Nr. 64). Heidelberg: Universität, Institut für Psychologie.
- Busemeyer, J.R. (1985). Decision making under uncertainty: A comparison of simple scalability, fixed-sample and sequential-sample models. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 11, 538–564.
- Dawes, R.M. & Corrigan, B. (1974). Linear models in decision making. *Psychological Bulletin*, 81, 95–106.
- Einhorn, H.J., Kleinmuntz, D.N. & Kleinmuntz, B. (1979). Linear regression and process-tracing models of judgement. *Psychological Review*, 86, 465–485.
- Graesser, C.C. & Anderson, N.H. (1974). Cognitive algebra of the equation: Gift size = generosity x income. *Journal of Experimental Psychology*, 103, 692–699.
- Huber, O. (1984). The information presented and actually processed in a decision task. In P. Humphreys, O. Svenson & A. Vari (Eds.), *Analysing and aiding decision processes* (pp. 441–454). North Holland: Elsevier.
- Huber, J. & McCann, J. (1982). The impact of inferential beliefs on product evaluations. *Journal of Marketing Research*, 19, 324–333.
- Kadijk, M. (1990). *Using UNIX for BTL-parameter estimation from ordinal data* (Technical Report). Heidelberg: Universität, Institut für Psychologie (in Vorbereitung).
- Luce, R.D. (1959). *Individual choice behavior*. New York: Wiley.
- Meyer, R.J. (1981). A model of multiattribute judgments under attribute uncertainty and information constraint. *Journal of Marketing Research*, 18, 428–441.
- Myers, J.H. & Alpert, M.I. (1978). Semantic confusion in attitude research: Salience vs. importance vs. determinance. In H.K. Hunt (Ed.), *Advances in consumer research* (pp. 106–110). Ann Arbor Association for Consumer Research.

- Payne, J.W. (1976). Task complexity and contingent processing in decision making: An information search and protocol analysis. *Organizational Behavior And Human Performance*, 16, 366–387.
- Putten, W.L.J. van (1982). Maximum likelihood estimates for Luce's choice model. *Journal of Mathematical Psychology*, 25, 163–174.
- Russo, J. & Doshier, B.A. (1983). Strategies for multiattribute binary choice. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 9, 676–696.
- Schmalhofer, F., Albert, D., Aschenbrenner, K.M. & Gertzen, H. (1986). Process traces of binary choices: Evidence for selective and adaptive decision heuristics. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 38A, 59–76.
- Searle, S.R. (1971). *Linear Models*. New York: Wiley.
- Slovic, P. & Lichtenstein, S. (1971). Comparison of Bayesian and regression approaches to the study of information processing in judgement. *Organizational Behavior And Human Performance*, 6, 649–744.
- Slovic, P. & MacPhillamy, D. (1974). Dimensional commensurability and cue utilization in comparative judgement. *Organizational Behavior And Human Performance*, 11, 172–194.
- Thomas, H. (1982). IQ, interval scales, and normal distributions. *Psychological Bulletin*, 91, 198–202.
- Tversky, A. (1969). Intransitivity of preferences. *Psychological Review*, 76, 31–48.
- Tversky, A. (1972). Elimination by aspects: A theory of choice. *Psychological Review*, 79, 281–299.
- Winer, B.J. (1971). *Statistical Principles In Experimental Design*. New York: McGrawHill.
- Yates, J.F., Jagacinski, C.M. & Faber, M.D. (1978). Evaluation of partially described multiattribute options. *Organizational Behavior And Human Performance*, 21, 240–251.