

Freude am Tun und/oder zweckorientiertes Schaffen? Zur transsituativen Konsistenz und konvergenten Validität der Anreizfokus-Skala¹

Doing something for fun and/or for gain?
Transsituational consistency and convergent validity of the Incentive-Focus Scale

Falko Rheinberg, Inge Iser & Susanne Pfauser
Universität Potsdam, Institut für Psychologie

Zusammenfassung

Die Anreizfokus-Skala (AF-Skala, Rheinberg, 1989) erfaßt, wie sehr sich Personen im allgemeinen am Anreiz des Tätigkeitsvollzuges per se und wie sehr am Anreiz der erreichbaren Resultate orientieren. Untersucht wurde jetzt, wie sehr die Fokussierung von zweck-vs. tätigkeitszentrierten Anreizen auch vom Handlungskontext (Beruf vs. Freizeit) abhängt. Es zeigte sich, daß der Handlungskontext den Anreizfokus signifikant beeinflusst. Weitere Analysen ergaben, daß damit zwar die Annahme der 'absoluten', nicht aber der 'relativen transsituativen Konsistenz' (Magnusson, 1976) falsifiziert wird. Beziehungen zu Konstrukten, die ebenfalls Aussagen zu Tätigkeitsanreizen machen (Reversal Theory, Apter, 1989; Flow-Erleben, Csikszentmihalyi, 1975) waren in der Struktur wie erwartet, aber nur schwach bis mäßig ausgeprägt.

Schlüsselwörter: Motivation, Anreiz, Handlungstheorie, Konsistenz (transsituativ)

Abstract

The Incentive Focus Scale (see Rheinberg, 1989) measures the propensity of a person to focus on the enjoyment of performing an activity rather than on the value of the activity's outcome. In this study, we investigated the influence of the situational context (work vs. leisure) on individual levels of both forms of incentive focus. Our results suggest that the situational context had a significant influence on the levels of both the outcome- and the activity-oriented incentive focus. Therefore, these tendencies do not show „absolute consistency“ (Magnusson, 1976). Nevertheless, individual differences remained independent of context and, thus, the Incentive Focus Scale is able to claim „relative consistency“ (Magnusson, 1976). Correlations with related concepts (i. e., the Paratelic Dominance, Apter, 1989; flow-experience in a leisure activity, Csikszentmihalyi, 1975) showed the expected structure but were only low or moderate.

Keywords: motivation, incentive, action theory, consistency (transsituational)

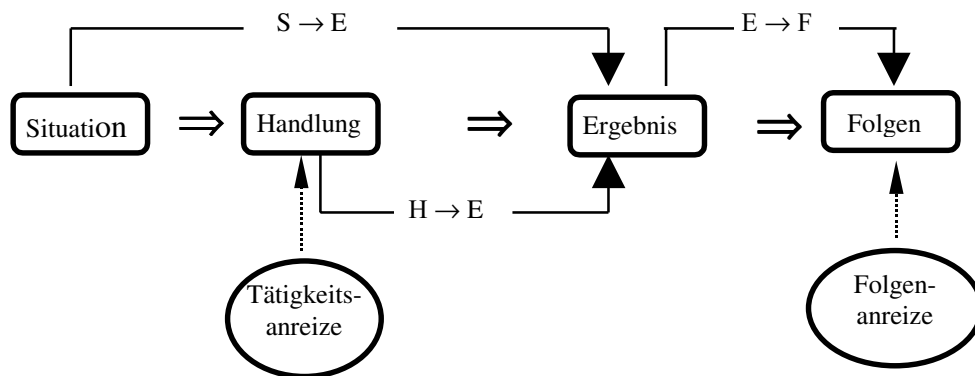
1. Einführung

1.1. Das theoretische Konstrukt

Menschen engagieren sich besonders dann, wenn die vorhersehbaren Ergebnisse ihres Handelns positive Konsequenzen für sie haben. Das scheint so klar, daß man leicht eine zweite Anreizquelle übersieht, nämlich den Anreiz, der im Vollzug der Tätigkeit selbst liegt - gleichgültig, zu welchen Ergebnissen und Folgen sie führt. In der Psychologie läßt sich das Konzept der *tätigkeits-* (vs. *zweckzentrierten*) Anreize bis zur *'behavior primacy'* von Woodworth (1918) oder zur *'Funktionslust'* bei Bühler (1919) rückverfolgen (vgl. Piaget, 1969). In mancher Version der etwas schillernden Gegenüberstellung von 'extrinsischer' vs. 'intrinsischer' Motivation (Heckhausen & Rheinberg, 1980; Rheinberg, 1995; Schiefele, 1996) lebte diese Unterscheidung fort.

¹ Erschienen in: *Diagnostica* (1997), 2, 174-191

Im Zuge der kognitiven Wende der siebziger Jahre verlor die Motivationspsychologie den Spaß am Tätigkeitsvollzug allerdings zeitweilig aus den Augen. In dieser Phase wurden nämlich handlungstheoretische Modelle favorisiert, in denen die Handlungsveranlassung nach dem Muster einer rationalistischen Zweckmaschinerie konzipiert war (Heckhausen & Rheinberg, 1980). In der Anwendung solcher Modelle auf das Alltagshandeln zeigte sich aber schnell, daß auf diese Weise nur ein Teil der Handlungsveranlassung abbildbar ist (Rheinberg, 1989; vgl. v. Cranach, 1994; Oerter, 1993). Von daher wurde dann in den achtziger Jahren auch bei der handlungstheoretischen Motivationsrekonstruktion versucht, neben den (postaktionalen) Anreizen von Handlungsergebnisfolgen auch (periaktionale) Anreize des Tätigkeitsvollzuges wieder mit zu berücksichtigen. Abbildung 1 zeigt hierfür eine Möglichkeit.



Legende

- S → E Situations → Ergebnis-Erwartung
- H → E Handlungs → Ergebnis-Erwartung
- E → F Ergebnis → Folge-Erwartung

Abb. 1: Die Verankerung von zweck- und tätigkeitstheoretischen Anreizen in Heckhausens (1977) erweitertem kognitivem Motivationsmodell (Rheinberg, 1989).

Bei Motivationsanalysen zur Vorbereitung auf Klassenarbeiten, Tests und Klausuren verhielten sich nun einige Schüler/Studenten so, als würden sie stärker die (zweckzentrierten) Anreize der Ergebnisfolgen berücksichtigen, während andere offenbar mehr die Anreize der erforderlichen (Lern-)Tätigkeiten im Auge hatten (Rheinberg, 1989). Daraufhin wurde ein kurzer Fragebogen entwickelt, der als *Anreizfokus-Skala* solche individuellen Unterschiede vorweg erfassen soll (AF-Skala, s. Anhang). In dieser Skala sind in 10 Paaren Aussagen gegenübergestellt, die jeweils eine Orientierung an Anreizen des Zwecks bzw. der Tätigkeit thematisieren. Dabei ist der Antwortmodus nicht alternativ, vielmehr kann in (vierfacher) Abstufung unabhängig von einander jeder Parhälfte zugestimmt werden. (Die Gegenüberstellung der Items dient als Strukturierungshilfe bei der Skalenbearbeitung. Natürlich ist auch eine sequentielle Anordnung der Items möglich und erprobt; Schiefele, pers. Mitteilung.)

Mit der Möglichkeit zu abgestuften Urteilen (vs. Alternativantworten) sollte zumindest ansatzweise der Tatsache Rechnung getragen werden, daß im Alltagshandeln sich diese Anreiztypen ja auch nicht schlicht alternativ präsentieren, sondern in vielfältigen Kombinationen und Verschachtelungen vorliegen können. So können beide Anreiztypen positiv ausgeprägt sein: Jemand spielt gerne Klavier (positiver Tätigkeitsanreiz); zudem genießt er nach einem Auftritt den Beifall und freut sich über eine Gage (positiver Folgenanreiz). Daneben gibt es vorzeichen-heterogene Kombinationen. Wir fanden häufig, daß Schülern die Vorbereitung auf eine Klassenarbeit zuwider war (negativer

Tätigkeitsanreiz); gleichwohl würden sie gerne eine gute Zensur bei dieser Arbeit erreichen (positiver Folgenanreiz; Rheinberg, 1989). Der umgekehrte Fall, nämlich positiver Tätigkeitsanreiz und negativer Folgenanreiz, ist in besonders akzentuierter Form vom Suchtverhalten bekannt: Jemandem sind die gesundheitlichen Folgen bekannt, gleichwohl genießt er das Rauchen. Abgesehen davon sind auch noch komplexe Anreizverschachtelungen anzutreffen: die Vorbereitungsaktivitäten auf einen Urlaub sind, mit Blick auf diesen Urlaub, zweckzentriert veranlaßt. Allerdings kann dann der Anreiz des Zwecks 'Urlaub' seinerseits tätigkeitszentriert sein, weil man dort in erster Linie der Tätigkeit Skifahren nachgehen will. Wegen solcher und weiterer Konfigurationen sollten die Probanden im Fragebogen nicht zu Alternativentscheidungen gezwungen sein, die ihnen bei entsprechenden Vorläufern der jetzigen Skalenversion als unangemessen simplifizierend erschienen waren.

1.2. Bisherige Befunde zur AF-Skala

Durch ungewichtete Summierung der Zustimmungswerte (0-3) zu den 10 tätigkeits- und 10 zweckbezogenen Aussagen (s. Anhang) liefert die AF-Skala einen Wert für Tätigkeitszentrierung (TZ) und einen für Zweckzentrierung (ZZ). Tabelle 1 zeigt Kennwerte aus drei Untersuchungen mit der AF-Skala.

Tab. 1 Charakteristische Kennwerte der AF-Skala aus drei Stichproben (Rheinberg, 1989, S.118)

Kennwerte	Stichproben		
	Sekundarstufe II (N = 50)	Psychologie-Studenten (N = 62)	PH - Studenten (N = 115)
Mittelwerte			
TZ	17,59	19,42	19,72
ZZ	14,30	12,68	14,00
Standardabweichung			
TZ	4,01	4,36	4,29
ZZ	4,91	4,35	3,99
Interne Konsistenz			
TZ	.71	.74	.72
ZZ	.82	.78	.72
Interkorrelation			
TZ/ZZ	-.49	-.44	-.32

Legende: TZ - Tätigkeitszentrierung
ZZ - Zweckzentrierung

Mit Blick auf die gewünschte Kürze der Skalen (je 10 Items), erscheinen die Konsistenzen (Cronbachs $\alpha > .70$) noch zufriedenstellend. Die mäßig negativen Korrelationen beider Kennwerte lassen Differenzbildungen etwas problematisch erscheinen.

Gymnasiasten mit hohen TZ-Werten ließen sich bei der Vorbereitung auf eine Klassenarbeit besser darüber vorhersagen, wie sie sich während der Vorbereitungsaktivitäten fühlten (= Tätigkeitsanreiz), während Schüler mit niedrigen TZ-Werten sich besser über den erwartungsgewichteten Anreizwert der Folgen des Klassenarbeitsergebnisses vorhersagen ließen (Tätigkeitsanreize erfaßt über die Skalierung der Befindlichkeit während der Vorbereitungsaktivitäten; Folgenanreizgewichtung über die skalierte Ergebnisinstrumentalität und die Ergebnisreichbarkeit; vorhergesagtes Kriterium waren die Stunden an häuslicher Vorbereitung sowie die Einschätzung des Schülers, ob dieses Vorbereitungspensum zur Erreichung seiner angestrebten Klassenarbeitszensur hinreichte; Rheinberg, 1989). Ähnliche Ergebnisse berichtet Schmitt (1984) zur Vorbereitung zweckzentrierter Studenten auf eine Abschlußklausur. Schwache bis mäßige Zusammenhänge wurden auch zu den Aktivitäten gefunden, mit denen Studenten ihren Tag verbrachten. Diese Aktivitäten waren im 10-Minutenraster fortlaufend protokolliert und hernach nach ihrer erlebten Vollzugsqualität eingeschätzt worden. Die

Häufigkeit ($r = -.45$; $p < .01$) sowie die Dauer ($r = -.32$; $p < .05$) aversiv erlebter Tätigkeiten korrelierten negativ mit den TZ-Werten, die Dauer positiv erlebter Aktivitäten dagegen schwach positiv ($r = .25$; $p < .05$; Rheinberg, 1989). Daten von U. Schiefele (pers. Mitteilung) verweisen darauf, daß bei Studenten die Tätigkeitszentrierung mit $r = -.31$ ($p < .05$) schwach negativ mit dem Gesamtwert (HE + FM) des Leistungsmotivations-TATs nach Heckhausen (1963) korreliert, sowie ebenfalls schwach negativ mit „Leistungsstreben“ ($r = -.33$; $p < .05$) und „leistungshemmender Prüfungsangst“ ($r = -.29$; $p < .05$) im LMT von Petermann und Zielinski (1979). Vermutlich spielen bei stark leistungsthematischer Strukturierung von Handlungssituationen die Eigenanreize von Tätigkeiten eine geringere Rolle. Mit etwa 10% gemeinsamer Varianz sind die Beziehungen aber schwach.

1.3. Fragestellung

Neben der Frage nach der bislang unbekanntenen Merkmalsstabilität (s. unten) gehen wir in der jetzigen Untersuchung zwei Punkten nach:

(a) *Transsituative Konsistenz*. Einige Probanden berichteten, die allgemeine Beantwortung der AF-Skala sei schwierig, weil je nach Lebensbereich ihre Antworten ganz anders ausfallen müßten (Rheinberg, 1989). Im Beruf würden sie stärker zweckzentriert, in ihrer Freizeit eher tätigkeitszentriert agieren. So etwas würde - zumindest bei diesen Personen - auf eine geringe Ausprägung der *absoluten* transsituativen Konsistenz (Magnusson, 1976) verweisen. Aber auch dann noch bleibt die Frage nach der *relativen* Konsistenz. Auch wenn der Situationskontext erheblichen Einfluß auf den Anreizfokus haben sollte, können ja individuelle Unterschiede, quasi in Parallelverschiebung, weitgehend erhalten bleiben - oder eben nicht. Dieser Frage gehen wir nach, indem wir die AF-Skala in verschiedenen Versionen für Beruf und Freizeit den gleichen Probanden vorlegen.

Nebenbei wollen wir prüfen, ob eine *Selbsteinschätzung* zur transsituativen Konsistenz nach Bem und Allen (1974) einen entsprechenden Unterschied in der AF-Skala macht, wenn sie für verschiedene Situationskontexte spezifiziert wird. Mit Bem & Allen (1974) wäre ja zu erwarten, daß Personen, die sich selbst als konsistent einschätzen, auch in der AF-Skala eine höhere transsituative Konsistenz aufweisen.

(b) *Konvergente Validität*. Das Konzept des Anreizfokus ist in einem handlungstheoretischen Motivationsmodell verankert (s. Abb. 1) und bezieht sich auf die habituelle Gewichtung zweier Anreiztypen. Parallel zu diesem Ansatz wurden zwei Konzepte entwickelt, die zwar ganz andersartig sind, sich aber gleichwohl auch mit Tätigkeitsanreizen befaßten.

Das eine ist die *Reversal Theory* von Apter (1982, 1989). Apter entwirft ein ungewöhnlich komplexes Gesamtsystem zur Persönlichkeit, Motivation und Emotion. Charakteristisch für dieses System ist die Bistabilität: Man ist entweder zweckzentriert in einem *telischen* Zustand oder tätigkeitszentriert in einem *paratelischen* Zustand. Mit diesen beiden übergeordneten oder metamotivationalen Zuständen sollen zugleich unterschiedliche Erlebensweisen von *arousal* (physiologischer Erregung) verbunden sein. Im telischen Zustand soll ein geringes Ausmaß an *arousal* als angenehm empfunden werden (Entspannung), im paratelischen Zustand hingegen ein hohes Ausmaß (An- oder Aufregung). Zwischen beiden Zuständen soll es zu sprunghaften Wechseln kommen (sog. *reversals*).

Diese *reversals* kommen nach Apter (1989) aufgrund äußerer Umstände und Einwirkungen oder intrapsychischer Zustände wie Frustration oder Sättigung zustande. Für uns interessant ist Apters Beobachtung, daß einige Personen - unter sonst gleichen Umständen - offenbar häufiger und/oder längere Zeit im telischen, andere hingegen häufiger und/oder länger im paratelischen Zustand anzutreffen sind. Diesen Unterschied führt er auf eine telische vs. paratelische Dominanz im Sinne eines Persönlichkeitsmerkmal zurück. Unter der Annahme, daß man diejenigen (zweck- vs. tätigkeitszentrierten) Anreize bevorzugt, die zum momentanen (telischen vs. paratelischen) Zustand passen, ist ein Zusammenhang zwischen dem von Apter beschriebenen Personmerkmal und der AF-Skala zu erwarten.

Allerdings darf man bei dieser Überlegung nicht die erheblichen konzeptuellen Unterschiede zwischen Apters breit angelegter Theorie und der sehr spezifischen und in einem Handlungsmodell verankerten Unterscheidung von zweck- vs. tätigkeitszentrierten Anreizen übersehen. Dies wird schnell deutlich, wenn man die von Apter verwandten Meßverfahren genauer betrachtet, weil in den Meßverfahren zur *Reversal Theory* die Schwerpunkte inhaltlich etwas anders gesetzt werden als in der AF-Skala.

Die Auftretenshäufigkeit/-dauer telischer vs. paratelischer Zustände wird mit zwei Verfahren erfaßt, nämlich der älteren *Telic Dominance Scale* (TD-Skala; 45 Items) von Murgentroyd, Rushton, Apter und Ray (1978) und der neueren *Paratelic Dominance Scale* (PD-Skala; 30 Items) von Cook und Gerkovich (1993). Entsprechend der breiten Vernetzung und Komplexität der *Reversal Theory* enthalten beide Skalenversionen jeweils drei Dimensionen:

- (1) *Playfulness* vs. *serious-mindedness* als Häufigkeit, mit der man Zwecke verfolgt oder einfach aus Spaß an der Sache tätig ist (Beispiel-Items: „Gewöhnlich tue ich Dinge einfach zum Spaß.“ „Normalerweise nehme ich das Leben ernst.“).
- (2) *Spontaneity* vs. *planning-orientation* als Häufigkeit, mit der man in die Zukunft geplante Aktivitäten verfolgt oder im Hier-und-Jetzt Zustand lebt (Beispiel-Items: „Ich mache selten langfristige Pläne.“ „Ich denke regelmäßig an die Zukunft.“).
- (3) *Arousal-seeking* vs. *arousal-avoidance* als Häufigkeit, mit der man Aktivitäten bevorzugt, die eine Erhöhung oder Verminderung des erlebten *arousals* mit sich bringen. (Beispiel-Items: „Ich gehe oft Risiken ein.“ „Gewöhnlich habe ich gern Frieden und Ruhe.“).

Wenngleich in der komplexen *Reversal Theory* konzeptuell integriert, erwarten wir *nicht*, daß das *Arousal-seeking* substantiell etwas mit der Anreizbevorzugung in der AF-Skala zu tun hat. Aus unserer Sicht liegt diese Subskala näher beim *Sensation-Seeking-Konstrukt* sensu Zuckerman (1979). Sie würde z. B. *innerhalb* der tätigkeitszentrierten Anreize spezifizieren, ob man hier aufregende Aktivitäten liebt oder nicht, jedoch nicht, ob man eher auf zweck- vs. tätigkeitszentrierte Anreize aus ist.

Vom Aussagern erwarten wir dagegen einen Zusammenhang mit der ersten Subskala (*Playfulness* vs. *serious-mindedness*). Hier sollten die TZ-Werte der AF-Skala positiv, die ZZ-Werte negativ korrelieren. Aber selbst bei dieser, prima vista nahestehenden Subskala zeigt schon das Beispiel („Normalerweise nehme ich das Leben ernst“) wie auch andere Items („Ich bin ein ernsthafter Mensch“), daß hier neben der Anreizfokussierung noch andere Schwerpunkte gesetzt werden. Ein „ernsthafter Mensch“ zu sein, ist wohl nicht dasselbe wie die Tendenz, stets auf möglichst nützliche Effekte aus zu sein. Wegen dieser andersartigen Schwerpunktsetzung erwarten wir die oben genannten Zusammenhänge zu den TZ und ZZ-Werten in nur mäßiger Höhe.

Noch etwas größer ist die Konstruktstanz im Fall der Subskala „*Spontaneity* vs. *planning-orientation*“. In über der Hälfte der Items wird thematisiert, wie sehr man sich gedanklich mit der Zukunft befaßt. Es gibt hier also eine starke Inhaltsüberschneidung mit der *Future-Time-Orientiation Scale* von Gjesme (1978). Nun setzt Zweckzentrierung eigenen Handelns häufig eine gewisse Zukunftsplanung voraus. Das spräche für eine Beziehung zur AF-Skala. Umgekehrt ist aber keineswegs jeder Zukunftsgedanke zweckzentriert. So kann man an die Zukunft denken, weil man dort Dinge machen kann, die einem - ganz tätigkeitszentriert - Freude bereiten. Von daher erwarten wir hier, daß die Zusammenhänge zur AF-Skala eher schwach ausgeprägt sind.

Insgesamt sind also zwischen der (Para-) *Telic Dominance Scale* und der AF-Skala trotz höchst unterschiedlicher theoretischer Verankerung schwache bis mäßige Zusammenhänge zu erwarten. Dabei sollten diese Zusammenhänge bei der Subskala *Playfulness* vs. *serious-mindedness* noch am stärksten, bei der Subskala *Arousal-seeking* vs. *arousal-avoidance* am schwächsten ausgeprägt sein. Wenn auch gänzlich anders als die *Reversal Theory*, betrifft auch das *Flow-Erleben* (Csikszentmihalyi, 1975) tätigkeitszentrierte Anreize. Dieses Konzept bezieht sich auf das freudvolle, gänzliche und selbstvergessene Aufgehen im glatt laufenden Tätigkeitsvollzug. Dieses Erlebnis ist einer von vielen Anreizen, die den Vollzug von Aktivitäten attraktiv machen können (Rheinberg, 1993). Dieser Anreiz findet sich in vielen freiwillig und engagiert betriebenen Aktivitäten (Rheinberg, 1996).

Der Flow-Zustand ist allerdings störbar. Insbesondere wenn Gedanken an handlungs-externe Zwecke und Bewertungen sich in den reflektionsfreien Tätigkeitsvollzug drängen, wird Flow unterbrochen (Csikszentmihalyi, 1975). Von daher soll erkundet werden, ob starke Zweckzentrierung in der AF-Skala das glatte und freudvolle Aufgehen in der hier untersuchten Freizeitaktivität (i.e. engagiertes Tanzen) beeinträchtigt.

Wie stark der Effekt sein würde, war im Vorhinein schwer abschätzbar. Die Wahrscheinlichkeit, daß der flowtypische glatte Ablauf einer Tätigkeit gestört werden kann, hängt nicht zuletzt von ihren Komponenten und ihrer Regulationsstruktur ab. Relativ robust gegenüber Störungen sollten Tätigkeiten sein, die aus glatt und automatisiert ineinandergreifenden schnellen Regulationssequenzen bestehen (Selbststabilisierung von Flow wie z. B. beim gut beherrschten Skifahren oder Musizieren). Leichter störbar sollten dagegen Tätigkeiten sein, wenn zu ihrem Gelingen viele, ansonsten unabhängige Funktionseinheiten koordiniert, d. h. in Ablauf und Effekt bewußt überwacht und abgestimmt, sowie immer wieder neu gestartet werden müssen (wie z. B. bei nur mäßig beherrschtem Tennis; zu Details s. Rheinberg, 1995, S. 141-147). Wo auf dieser Dimension die typischen Aktivitäten bei Tanzsport anzusiedeln sind, wußten wir nicht genau. Sofern beherrscht, könnten sie wohl eher beim gekonnten Skifahren oder Musizieren liegen, was dann gegen eine leichte Störung durch zweckzentrierte Gedanken, also gegen starke Effekte der Zweckzentrierung sprechen würde.

2. Methode

2.1. Instrumente

Die *AF-Skala* wurde einmal in der standardisierten Form (s. Anhang) und dann in zwei kontextuell spezifizierten Fassungen vorgegeben. Dazu wurden die Items der AF-Skala durch Einfügungen und Modifikationen den Kontexten „Beruf“ und „Tanzen“ angepaßt (z. B. „Ich denke öfter darüber nach, ob ein angestrebtes Ziel beim Tanzen wichtig und nützlich ist oder nicht“ oder „Im Zweifelsfall ist mein Wahlspruch für den Beruf: ‘Spaß an der Sache geht vor Nutzen!’“) Zudem wurde im Vorspann darauf hingewiesen, daß man bei der Bearbeitung der Items jetzt ausschließlich an berufliche Situationen bzw. das Tanzen denken möge.

Zur *Reversal Theory* wurden sowohl die TD-Skala (Murgentroyd, Rushton, Apter & Ray, 1978) als auch die PD-Skala (Cook & Gerkovich, 1993) übersetzt.¹ Zur Erfassung des *Flow-Zustandes* (beim Tanzen) wurde ein erlebnisbeschreibendes Polaritätenprofil von 14 Adjektivpaaren auf Sechspunkte-Skalen vorgegeben (z. B. im Fluß vs. gebremst; locker vs. verkrampft etc.; s. Abb. 3). Dieses Profil orientiert sich an dem Verfahren, mit dem im ESM (Csikszentmihalyi & Larson, 1987) die Befindlichkeit im Flow erfaßt wird.

2.2. Durchführung

Die Probanden wurden vollständig über die Untersuchungsabsicht informiert. Sie wußten also vorweg, daß es im Folgenden darum geht, wie sehr man sich bei verschiedenen Tätigkeiten vom Spaß am Aktivitätsvollzug und wie sehr vom Nutzen der Tätigkeit leiten läßt. Damit sollten unter anderem Reihenfolgeeffekte reduziert werden. (Wegen organisatorischer Probleme insbesondere bei der Retest-Erhebung hatten wir entschieden, auf eine systematische Reihenfolgenvariation zu verzichten.) Nach der Erhebung einiger personenbezogener Daten wurden die Fragebögen einheitlich in der folgenden Reihenfolge geheftet vorgegeben: (1) AF-Skala für berufliche Tätigkeiten, (2) PD-Skala, (3) AF-Skala für das Tanzen, (4) Polaritätenprofil für den Zustand beim Tanzen, (5) AF-Skala in Standardversion, (6) Selbsteinschätzung der transsituativen Konsistenz des Anreizfokus („Ist das bei Ihnen von Tätigkeit zu Tätigkeit unterschiedlich, ob Sie sich dabei vom Nutzen leiten lassen?“; „...vom Spaß an der Tätigkeit leiten lassen?“; Sieben-Punkte-Skala von „Variiert gar nicht“ bis „Variiert sehr“; s. Bem & Allen, 1974). Sechs Monate später wurde die Erhebung wiederholt, wobei statt der PD-Skala die TD-Skala vorgegeben wurde.

2.3. Stichprobe

Da sich alle Probanden auf die gleiche engagiert betriebene Freizeitaktivität beziehen sollten, wurden durchgängig Mitglieder von Tanzsportclubs befragt, die ihr Hobby im Amateurstatus betrieben. 300 Fragebögen wurden an Trainingsterminen mit nachdrücklicher Bitte um Bearbeitung ausgeteilt. 178 auswertbare Fragebögen konnten in den darauffolgenden Übungsstunden eingesammelt werden (64% Frauen). Das Altersmittel lag bei 32,3 Jahren (*SD*: 10,6 Jahre). Die Spannbreite reichte von 17 bis 59 Jahre. Die Alterskategorie 25-34 Jahre ist mit 44,1% am häufigsten besetzt. Die Berufsangaben lassen auf einen eher höheren sozioökonomischen Status schließen: Mittlere Angestellte/Beamte zu 33%; höhere Angestellte/Beamte zu 23%; Studenten zu 26% (Rest: Facharbeiter, Selbständige, Hausfrauen, Schüler, etc.). Neunzehn Prozent stuften sich selbst als „Anfänger“, 41 % als „Mittelstufe“, 19% als „Fortgeschrittene“ und 21% als „Formations- oder Turniertänzer“ ein.

Bei der zweiten Erhebung sechs Monate später konnten noch 79 Hobbytänzer aus der ersten Stichprobe zur Mitarbeit gewonnen werden (67% Frauen). Die Zuordnung der Fragebögen erfolgte über selbstvorgenommene Kodierungen.

3. Befunde

3.1. Kennwerte zur AF-Skala

Tabelle 2 führt zunächst einige Kennwerte zur Standardversion der AF-Skala auf.

Tab. 2: Charakteristische Kennwerte der AF-Skala (N = 178)

Kennwert	<i>Md</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Min.</i>	<i>Max.</i>	p_i	r_{it}	α	r_{tt}
TZ	19	18,72	4,37	5	30	.62	.42	.76	.52
ZZ	15	14,44	4,01	4	26	.46	.40	.74	.68

Legende: p_i = Schwierigkeitsindex; r_{it} = mittlere Trennschärfe; α = Konsistenz nach Cronbach; r_{tt} = Retestkorrelation nach 6 Monaten

Die ZZ - Werte sind normalverteilt; die TZ - Werte weichen mit $p < .15$ von der Normalverteilung ab (Shapiro-Wilk-Test). Die Mittelwerte liegen im Rahmen bisheriger Ergebnisse. Das gilt auch für die Konsistenzkoeffizienten. Was die Stabilität der beiden Kennwerte betrifft, so scheint mit $r_{tt} = .68$ die Zweckzentrierung über das Sechsmonats-Intervall etwas stabiler als die Tätigkeitszentrierung ($r_{tt} = .58$). (Dieser Korrelationsunterschied ist allerdings nicht signifikant.)

In der Standardversion der AF-Skala ist der Kontext nicht festgelegt. Es könnte also sein, daß Probanden bei wiederholter Messung an unterschiedliche Kontexte denken, was die Stabilität senken müßte. Von daher wäre zu vermuten, daß mit der Festlegung der Kontexte 'Beruf' und 'Tanzen' die Stabilitäten steigen. Das ist nicht der Fall. Beim Kontext 'Tanzen' sind die Retestkoeffizienten geringfügig niedriger (TZ: .50; ZZ: .66), beim Kontext 'Beruf' geringfügig höher (TZ: .58; ZZ: .72). Auch mit spezifiziertem Kontext ist die Zweckzentrierung in der AF-Skala jeweils etwas, allerdings insignifikant, stabiler als die Tätigkeitszentrierung.

3.2. Der Einfluß des Kontextes

Absolute Konsistenz

Abbildung 2 zeigt die mittleren Kennwerte für Tätigkeits- und Zweckzentrierung in den drei Versionen der AF-Skala.

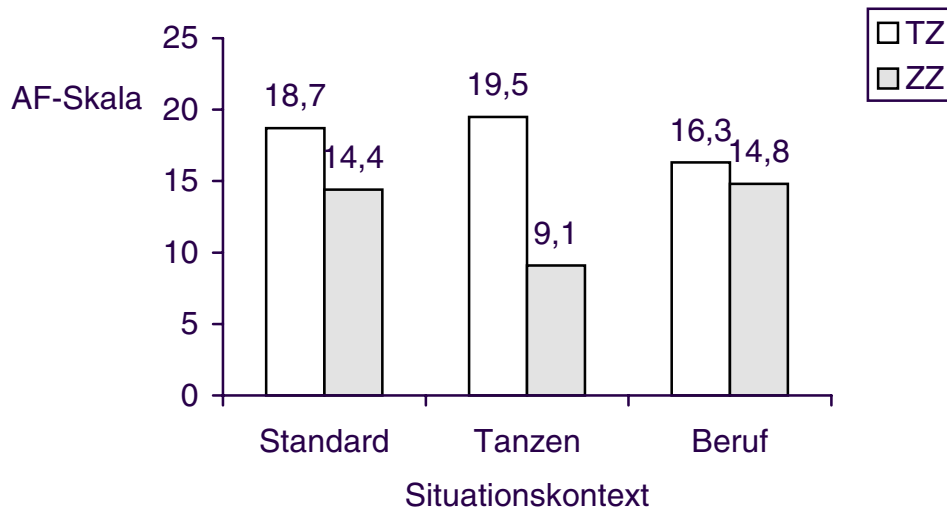


Abb. 2 Mittelwerte für Tätigkeitszentrierung (TZ) und Zweckzentrierung (ZZ) in der AF-Skala mit verschieden spezifiziertem Situationskontext ($N = 178$)

Die jeweils einfaktorielle varianzanalytische Prüfung mit Meßwiederholung weist sowohl bei den TZ-Werten ($F(2,354) = 74,07$; $p < .001$) als auch bei den ZZ-Werten ($F(2,354) = 172,02$; $p < .001$) einen hoch signifikanten Situationseinfluß auf die Mittelwerte aus. Die Annahme einer absoluten transsituativen Stabilität der Kennwerte der AF-Skala ist damit widerlegt. Beim Kontext 'Tanzen' ist die Zweckzentrierung deutlich niedriger als in der Standardversion ($F(1,177) = 225,72$; $p < .001$), die Tätigkeitszentrierung etwas höher ($F(1,177) = 7,98$; $p < .001$) (Überprüfung der Kontraste durch einzelne F-Tests im Rahmen der Varianzanalyse). Dagegen ist im Kontext 'Beruf' die Tätigkeitszentrierung geringer als in der Standardversion ($F(1,177) = 96,10$; $p < .01$), die Zweckzentrierung etwa gleich ($F(1,177) = 2,67$; ns). Gleichwohl überrascht, wie hoch die Tätigkeitszentrierung auch noch im beruflichen Kontext ist. Sie ist ja selbst hier keineswegs geringer als die Zweckzentrierung.

Relative Konsistenz

Trotz der Mittelwertsunterschiede könnten die individuellen Unterschiede in der AF-Skala (weitgehend) erhalten bleiben. Wir haben dies überprüft, indem wir die Standardversion mit den beiden situativ spezifizierten Versionen korreliert haben (s. Tab. 3).

Tab. 3 Produktmoment-Korrelationen der Kennwerte aus der Standardversion der AF-Skala mit den Kennwerten bei spezifiziertem Situationskontext ($N = 178$)

Standardversion	Kontext Tanzen	Kontext Beruf
TZ	.65 ^{xx}	.69 ^{xx}
ZZ	.44 ^{xx}	.71 ^{xx}

Legende: xx = $p < .01$

Alle Koeffizienten sind hoch signifikant. Die gemeinsamen Varianzen liegen im Mittel bei 40 Prozent. Allerdings läßt sich über die Standardversion nicht so gut vorhersagen, ob jemand sein Hobby Tanzsport zweckzentriert strukturiert oder nicht (nur 20 Prozent gemeinsame Varianz der ZZ-Werte), wohingegen das beim Kontext Beruf relativ gut geht (50 Prozent gemeinsame Varianz der ZZ-Werte). Insgesamt zwingen die Koeffizienten nicht dazu, die Annahme der relativen Konsistenz als falsifiziert zu betrachten.

Was die niedrigere Korrelation zwischen den ZZ-Werten der Standardversion und den ZZ-Werten beim Kontext Tanzen betrifft ($r = .44$), so vermuten wir, daß hier eine zusätzliche Varianzquelle ins Spiel gekommen ist. Einige Clubmitglieder trainierten nämlich als Turniertänzer für Wettkämpfe. Für diese Personengruppe ist eine Zweckstruktur über die Situation besonders akzentuiert: Tanzen als instrumentelle Vorbereitung für ein gutes Abschneiden beim Turnier. Die Mehrzahl der Clubmitglieder tanzte dagegen hobbymäßig. Da wir leider nicht exakt erfaßt hatten, wer Turnier tanzt und wer nicht, können wir dieser post hoc Vermutung im Folgenden nur indirekt nachgehen.

Die Probanden hatten sich selbst vier Leistungsgruppen zugeordnet: „(1) Anfänger - (2) Mittelstufe - (3) Fortgeschrittene - (4) Formation/Turnier“ (s. o.). Wir haben damit drei Gruppen ohne und eine mit Tänzern, die für Turniere trainierten. In der letzten Gruppe liegt der Mittelwert für Zweckzentrierung im Kontext Tanzen bei $M = 10,27$, in den drei anderen Gruppen nur bei $M = 8,69$. (Die varianzanalytische Prüfung der ZZ-Wert-Unterschiede zwischen den Leistungsgruppen ergab: $F(3,174) = 2.58, p < .054$). Berechnet man jetzt für diese Gruppen getrennt die transsituativen Korrelationen, so ergibt sich für die ersten drei - also die ohne Turniertänzer - im Mittel eine Korrelation von $r = .50$ ($p < .01$) zwischen den ZZ-Werten der Standard-Version und den ZZ-Werten beim Kontext Tanzen. In Gruppe 4, in die in unbekannter Zahl also auch Turniertänzer eingehen, beträgt der entsprechende Korrelationskoeffizient lediglich $r = .31$ und ist nicht signifikant ($p > .05$; $N = 37$). Dies würde dafür sprechen, daß die transsituative Konsistenz der ZZ-Werte innerhalb solcher Teilstichproben geringer ausfällt, in denen für einige Personen über die Situationsstruktur eine Zweckzentrierung ihrer Aktivität besonders nahe gelegt wird (hier: Training für einen Wettkampf) während für andere Personen diese Situationskomponente entfällt.

Übrigens wirkt sich die Heterogenität der Gruppe „Formation/Turnier“ nicht auf die Konsistenz bei der Tätigkeitszentrierung aus. In der Gruppe 4 beträgt die Korrelation der TZ-Werte der Standardversion mit den TZ-Werten beim Tanzen $r = .69$ ($p < .01$) und liegt damit in der Größenordnung des Korrelationskoeffizienten in der Gesamtstichprobe ($r = .65$). Auch der Mittelwert der TZ-Werte liegt in Gruppe 4 mit $M = 19,3$ nahe dem der Gesamtstichprobe ($M = 19,5$). Die stärkere Zweckzentrierung in dieser Gruppe geht hier also nicht zulasten der Tätigkeitszentrierung.

Der Einfluß selbsteingeschätzter Konsistenz

Anhand der übersetzten Originalfragen von Bem und Allen (1974) hatten sich die Probanden nach der transsituativen Variabilität ihrer Zweck- vs. Tätigkeitszentrierung auf je einer Sieben-Punkte-Skala selbst eingeschätzt (hohe Werte = hohe Variabilität). Die Mittelwerte von $M = 5,1$ (TZ) und $M = 5,7$ (ZZ) verweisen auf eine eher hohe transsituative Variabilität in der Selbsteinschätzung. Über das Sechsmonats-Intervall erwiesen sich diese Ein-Item-Einschätzungen als wenig stabil (Retest-Korrelationen TZ: $r_{tt} = .48$; ZZ: $r_{tt} = .32$; $p < .01$).

Die Stichprobe wurde am jeweiligen Median in „Konsistente“ vs. „Variable“ unterteilt. Mit Bem & Allen (1974) war zu erwarten, daß in der Gruppe der „konsistenten“ die transsituativen Korrelationen höher sind als bei den „Variablen“. Tabelle 4 führt diese Koeffizienten für beide Gruppen auf.

Tab. 4: Produktmoment-Korrelationen zwischen PD-Subskalen und Kennwerten der AF-Skala (N=178)

AF-Skala	PD Skala			Gesamtwert
	Playful	Spontaneous	Arousal-Seeking	
TZ	.31 ^{xx}	.21 ^{xx}	.04	.27 ^{xx}
ZZ	-.27 ^{xx}	-.25 ^{xx}	-.16 ^x	-.33 ^{xx}

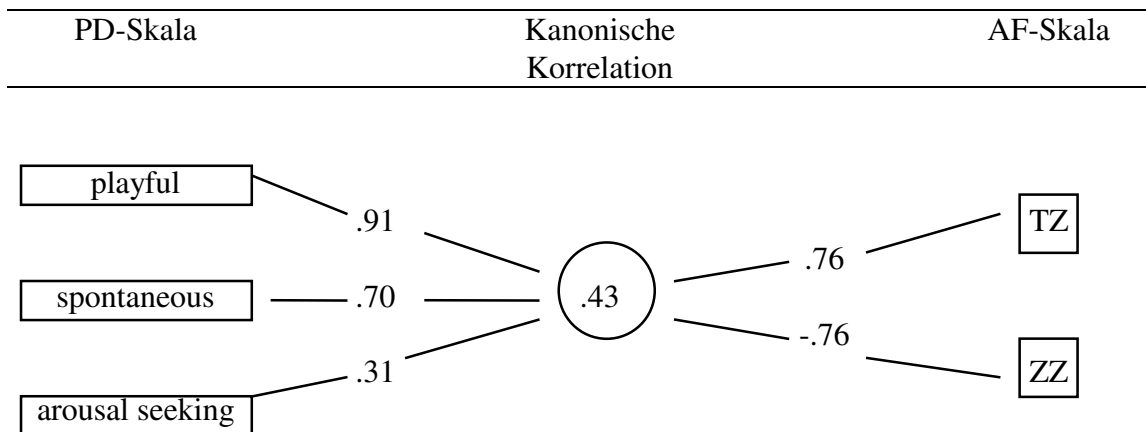
Legende: xx = $p < .01$; x = $p < .05$

Zwar liegen wie erwartet die transsituativen Korrelationen bei den „Konsistenten“ in allen Fällen über denen der „Variablen“, jedoch sind die Korrelationsunterschiede zwischen beiden Gruppen in keinem Fall statistisch bedeutsam ($p > .05$).

3.3. Zusammenhänge zur Paratelic Dominance Scale

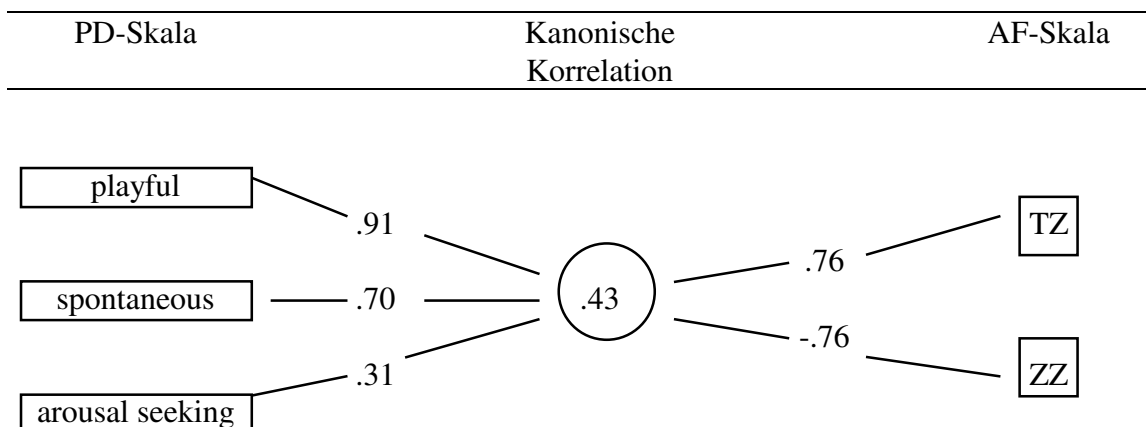
Die PD-Skala besteht aus 30 Items mit Antwortalternativen und enthält drei Subskalen. Bezogen auf den Gesamtwert weist die übersetzte PD-Skala mit einem Cronbachs $\alpha = .79$ eine zufriedenstellende interne Konsistenz auf. Das gilt auch für die Unterskalen *Spontaneous* ($\alpha = .80$) und *Arousal-seeking* ($\alpha = .72$). Die interne Konsistenz der Subskala *Playful* ($\alpha = .62$) fällt etwas niedriger aus. Die Korrelation mit dem Gesamtwert der (anders gepolten) *Telic Dominance Scale* sechs Monate später beträgt trotz des Wechsels des Meßinstrumentes noch $r = -.38$ ($p < .01$), wobei die Subskala *Arousal-seeking/Arousal-avoidance* mit $r = -.40$ die höchste Stabilität aufweist. Erwartet wurde, daß die AF-Skala mäßig bis schwach mit den Subskalen *Playful* und *Spontaneous*, nicht jedoch mit *Arousal-seeking* korreliert. Dabei sollten bei den TZ-Werten stets positive und bei den ZZ-Werten stets negative Zusammenhänge auftreten. Tabelle 5 zeigt hierzu die Befunde.

Tab. 5: Zusammenhangsstruktur zwischen der AF-Skala und der PD-Skala (Kanonische Korrelation; N = 178)



Die Zusammenhänge liegen allesamt in der erwarteten Richtung, sind aber schwach. Nicht ganz erwartungsgemäß ist vielleicht die Korrelation von $r = -.16$ ($p < .05$) zwischen *Arousal-seeking* und ZZ. Hier hatten wir keinen signifikanten Zusammenhang prognostiziert. Analysiert man getrennt nach Geschlechtern, so ist diese Korrelation mit $r = -.23$; $p < .05$ nur bei den weiblichen Probanden signifikant: Risikofreudige und aufregungssuchende Frauen haben in der Tendenz etwas geringere Werte für Zweckzentrierung (Männer: $r = -.05$, ns).

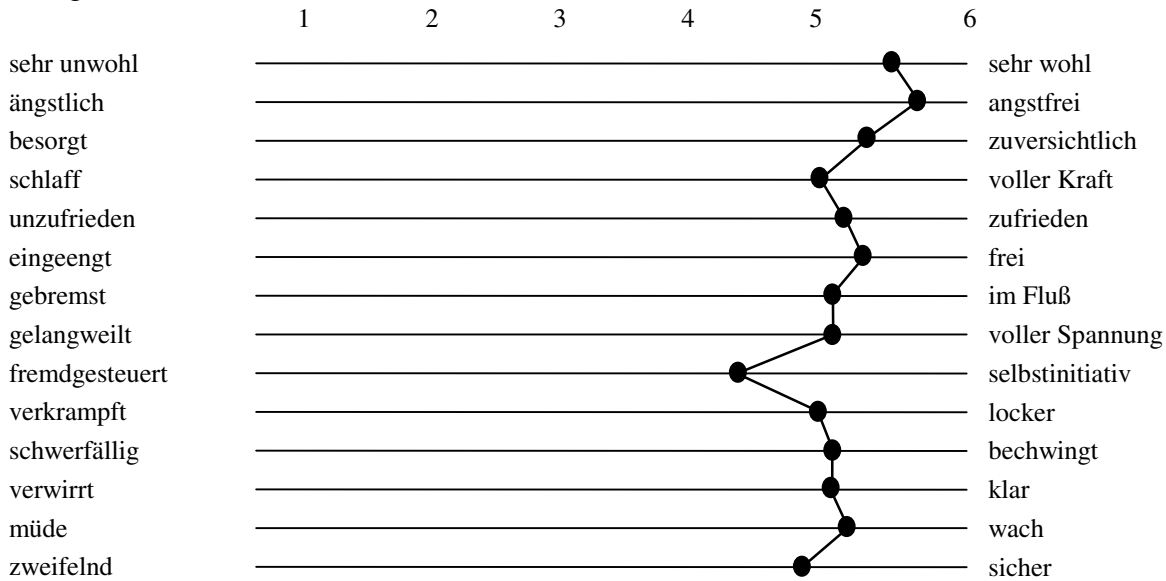
Abbildung 3 zeigt die Ergebnisse einer multivariaten Zusammenhangsanalyse.



Der kanonische Korrelationskoeffizient ist mit $r = .43$ signifikant ($p < .01$). Die TZ-Werte gehen positiv, die ZZ-Werte negativ in diese Beziehungsstruktur ein. Wie erwartet, geht *Playful* mit dem stärksten Gewicht (.91) in die Beziehung zur AF-Skala ein, *Arousal-seeking* mit dem schwächsten (.31). Die *Redundanz* zwischen beiden Skalen fällt mit 11% insgesamt eher niedrig aus, d. h., durch die Kenntnis der PD-Skalenwerte läßt sich nur 11% der Variabilität der AF-Skala erklären (und umgekehrt).

3.4. Zusammenhänge zum affektiven Erleben beim Tanzen

Die Hobbytanzsportler hatten ihr typisches Erleben beim Tanzen in einem semantischen Differential eingeschätzt. Abbildung 3 zeigt das Mittelwertsprofil der Gesamtstichprobe über die 14 Einschätzungen.



Insgesamt ist das Profil deutlich zum Pol flüssiges, freudvolles, positives Erleben verschoben. Wie oben vermutet, ist für diese Population kompetenter und engagierter Tänzer diese Aktivität offenbar sehr gut geeignet, Flowzustände herbeizuführen und aufrecht zu erhalten. Damit wird allerdings die Chance geringer, daß handlungsexterne zweckzentrierte Kognitionen in den Vollzug der Tätigkeit drängen und den Flow-Zustand während des Tanzens ernsthaft stören können - selbst, wenn das Tätigkeitsfeld Tanzen insgesamt gesehen auch einige zweckzentrierte Anreizkomponenten enthalten sollte (Selbststabilisierung des Flow-Zustandes s. o.). Zusammenhänge zwischen den ZZ-Werten und dem Erleben beim Tanzen werden bei dieser Ausgangslage allenfalls schwach ausfallen können. Abgesehen davon, ist es bei solchen Randlagen von Mittelwerten wegen der geringen Varianz ohnehin eher unwahrscheinlich, daß sonderlich hohe Korrelationen zu anderen Variablen auftreten. (Abgesehen von der Skala „fremdgesteuert-selbstinitiativ“ sind alle Varianzen < 1 .)

Zur Überprüfung von Zusammenhängen zur AF-Skala wurden die 14 Skalen zunächst faktorisiert. Eine Hauptkomponentenanalyse (mit anschließender Varimaxrotation) wies drei Faktoren mit Eigenwerten > 1 aus, die zusammen 61% der Gesamtvarianz aufklären. Faktor I deckt die Flow-Komponente des *flüssigen Vollzuges* ab (Ladungen $> .50$: „locker“, „frei“, „im Fluß“, „zufrieden“, „beschwingt“). In Faktor II findet sich wohl der übliche Potency-Faktor des Semantischen Differentials als *kraftvolle Dynamik* wieder (Ladungen $> .50$: „voller Spannung“, „wach“, „voller Kraft“, „selbstinitiativ“, „sehr wohl“). Faktor III spiegelt *zuversichtliche Angstfreiheit* wider (Ladungen $> .50$: „angstfrei“, „zuversichtlich“, „sicher“, „klar“). Tabelle 6 zeigt die Korrelationen zwischen den beiden Kennwerten der AF-Skala und den drei Dimensionen des affektiven Erlebens beim Tanzen.

Tab. 6: Beziehungen zwischen den Komponenten affektiven Erlebens beim Tanzen (Summenwerte) und den Kennwerten der AF-Skala, spezifiziert für den Kontext 'Tanzen' (N = 169)

AF-Skala	flüssiger Vollzug	kraftvolle Dynamik	zuversichtliche Angstfreiheit
TZ	.09	.09	-.04
ZZ	-.26 ^{xx}	-.24 ^{xx}	-.22 ^{xx}

Legende: xx = $p < .01$

Der TZ-Wert steht mit dem affektiven Erleben der ohnehin stark tätigkeitszentriert betriebenen Freizeitaktivität (s. Abb. 2) in keinem Zusammenhang. Signifikante aber schwache Zusammenhänge in der erwarteten Richtung finden sich bei den ZZ-Werten. Wer atypischer Weise zweckzentrierte Anreize beim Tanzen stärker beachtet, der erlebt (in der Tendenz) diese Aktivität als weniger flüssig, weniger kraftvoll-dynamisch und weniger angstfrei.

4. Diskussion

Die jetzt festgestellten Stichprobenkennwerte entsprechen den bisher ermittelten. Die internen Konsistenzen um $\alpha = .75$ sind für ein Forschungsinstrument mit jeweils 10 Items zufriedenstellend. Unklar ist, warum in allen drei hier eingesetzten Versionen der AF-Skala die Tätigkeitszentrierung über sechs Monate etwas weniger stabil ist als die Zweckzentrierung. Möglicherweise sind die zweckzentrierten Motivierungen über den kalkulatorisch-antizipatorischen Modus der unterliegenden Struktur kognitiv besser repräsentiert als die häufig eher spontane Motivierung über die Anmuthungsqualitäten des Tätigkeitsvollzuges.

Was die Beziehungen zwischen den Skalen betrifft, so ist klar, daß sich die Beantwortungen durch die gemeinsame Präsentation in einem Fragebogen beeinflussen haben können. Um unkontrollierte Effekte möglichst gering zu halten, wurden die Probanden über die Untersuchungsintention vorweg unterrichtet. Sie wußten also schon bei der Bearbeitung der ersten Skala, daß es um zweck- vs. tätigkeitszentrierte Handlungsveranlassung ging und daß wir wissen wollten, wie sehr so etwas vom Handlungskontext abhängt.

Recht klar fiel die Falsifikation der absoluten transsituativen Konsistenz aus, während die Annahme der relativen Konsistenz vorerst aufrecht erhalten bleiben kann. Für die Verwendung der AF-Skala ergibt sich daraus, daß man sie immer dann in kontextspezifischer Weise vorgeben sollte, wenn man genauer prognostizieren möchte, ob jemand in einem bestimmten Handlungskontext eher auf eine Attraktivitätsänderung der erforderlichen Tätigkeiten (z. B. Arbeitsabläufe) oder auf eine Änderung der erreichbaren Folgen (z. B. Leistungsprämien) reagieren wird. Geht es jedoch „lediglich“ um die Prognose, welche Personen in verschiedenen Handlungskontexten sich stärker als andere über Tätigkeitsqualitäten bzw. erreichbaren Nutzen ansprechen lassen, so dürfte als Schätzung die Standardversion der AF-Skala genügen. Allerdings sollte man dabei beachten, daß (a) trotz der hoch signifikanten transsituativen Korrelationen die gemeinsamen Varianzen im Mittel bei 40 Prozent liegen. Das ist für Individualprognosen zu niedrig, für gruppenbezogene Forschung wohl noch akzeptabel. Weiterhin sollte man bei Verhaltensprognosen im Auge behalten, daß (b) zweck- und tätigkeitszentrierte Anreize verschieden kombiniert und verschachtelt auftreten können (s. o.). (c) Schließlich sollte man prüfen, ob für eine jeweilige Stichprobe der Handlungskontext, für den man vorhersagen will, in etwa vergleichbar ist. Wenn nämlich für einige Probanden situationsseitig eine deutliche Zweckstruktur vorgegeben ist, für andere jedoch nicht, so erlaubt die Standardversion der AF-Skala keine hinreichend verlässlichen Prognosen zu individuellen Unterschieden der Anreizfokussierung in diesem Kontext (s. die Befunde zur Leistungsgruppe 4).

Die Zusammenhangsüberprüfung mit der PD-Skala fiel von der Struktur her erwartungsgemäß aus (s. Abb. 3). Die geringe Redundanz der Skalen besagt zunächst, daß man nicht die eine durch die andere ersetzen kann. Inhaltlich geht die geringe Redundanz wohl nicht zuletzt auf die unterschied-

liche theoretische Orientierung und der damit verbundenen unterschiedlichen Schwerpunktsetzungen beider Instrumente zurück und überrascht nicht. Schließlich zielt die AF-Skala ausschließlich auf die Bevorzugung von Anreizklassen, die in einem handlungstheoretischen Modell verankert sind. Dagegen enthält die PD-Skala neben der Anreizbevorzugung eine Reihe anderer Themen, die zwar allsamt in der *Reversal Theory* verankert sind, inhaltlich aber mit ganz anderen Konzepten als dem Anreizfokus verwandt sind (z. B. *Sensation-seeking*, Zuckerman, 1979 oder *Future-Time-Orientation*, Gjesme, 1978). Das flowspezifische Erleben beim Tanzen stand, wie erwartet mit der Zweckzentrierung der AF-Skala in negativem Zusammenhang. Die Korrelationen sind zwar signifikant aber sehr niedrig. Ob für letzteres, wie vermutet, eine relative Robustheit dieser Tätigkeit gegenüber Flow-Störungen verantwortlich ist, wäre durch ausführungsnaher Untersuchungen genauer abzuklären. Davon abgesehen, ist das affektive Erleben beim Tanzen natürlich nicht nur von einer eventuellen Zweckstrukturierung abhängig, sondern auch von vielen anderen Dingen wie der Musik, dem Partner/der Partnerin, dem bevorzugten Tanzstil etc. So gesehen ist die Zweckzentrierung ohnehin nur einer von vielen Faktoren, die hier Einfluß nehmen.

Diese Vielfalt von Bedingungsfaktoren und wirksamen Anreizen lassen auch kontrastfreudige Simplifizierungen als unangemessen erscheinen. Im Unterschied zum experimentellen Korrumpierungs- bzw. Überveranlassungseffekt (Deci, 1975; Lepper & Grene, 1978) ist es ja „im richtigen Leben“ glücklicherweise nicht so, daß sich Freude am Tun und gewinnbringende Folgen notwendig ausschließen. Gleichwohl kann jemandem in einem bestimmten Handlungskontext die Freude an der Tätigkeit oder der erzielte Nutzen wichtiger sein. Genau das soll die AF-Skala aus der Sicht des Handelnden erfassen.

5. Literatur

- Apter, M.J. (1982). *The experience of motivation. The theory of psychological reversals*. London: Academic Press.
- Apter, M.J. (1989). *Reversal theory. Motivation, emotion and personality*. London & New York: Routledge.
- Bem, D.J. & Allen, A. (1974). On predicting some of the people some of the time: The search for cross-situational consistencies in behavior. *Psychological Review*, 81, 506-520.
- Bühler, K. (1919). *Abriß der geistigen Entwicklung des Kindes*. Leipzig: Qelle & Meyer.
- Cook, M. & Gerkovich, M.M. (1993). The development of a Paratelic Dominance Scale. In J.H. Kerr, S. Murgatroyd & M.J. Apter (Eds.). *Advances in reversal theory* (pp. 177-188). Amsterdam: Swets & Zeitlinger.
- Cranach, M.v. (1994). Die Unterscheidung von Handlungstypen - Ein Vorschlag zur Weiterentwicklung der Handlungspsychologie. In B. Bergmann & P. Richter (Hrsg.). *Die Handlungsregulationstheorie* (S. 69-88). Göttingen: Hogrefe
- Csikszentmihalyi, M. (1975). *Beyond boredom and anxiety*. San Francisco: Jossey-Bass. (deutsch: Das Flow-Erlebnis. Stuttgart: Klett-Cotta, 1987, 2. Aufl.).
- Csikszentmihalyi, M. & Larson, R. (1987). Validity and reliability of the Experience Sampling Method. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 175, 529-536.
- Deci, E.L. (1975). *Intrinsic motivation*. New York: Plenum.
- Gjesme, T. (1978). Future time orientation as a function of achievement motives, ability, delay of gratification, and sex. *Journal of Psychology*, 101, 173-188.
- Heckhausen, H. (1963). *Hoffnung und Furcht in der Leistungsmotivation*. Meisenheim: Hain.
- Heckhausen, H. (1977). Motivation: Kognitionspsychologische Aufspaltung eines summarischen Konstrukts. *Psychologische Rundschau*, 28, 175-189.
- Heckhausen, H. & Rheinberg, F. (1980). Lernmotivation im Unterricht, erneut betrachtet. *Unterrichtswissenschaft*, 8, 7-47.
- Iser, I. & Pfauter, S. (1995). *Motivationsanalyse bei Berufs- und Freizeittätigkeiten*. Diplomarbeit. Psychologisches Institut der Universität Heidelberg.

- Lepper, M.R. & Greene, D. (1978). *The hidden costs of reward*. Hillsdale, N.J.: Erlbaum.
- Magnusson, D. (1976). Consistency of lawfulness at different levels. *Reports from the Psychological Department University of Stockholm*, No. 472.
- Murgatroyd, S., Rushton, C., Apter, M.J. & Ray, C. (1978). The development of a Telic Dominance Scale. *Journal of Personality Assessment*, 42, 519-527.
- Oerter, R. (1993). *Psychologie des Spiels*. München: Quintessenz.
- Pekrun, R. (1988). *Emotion, Motivation und Persönlichkeit*. Weinheim: PVU.
- Petermann, F. & Zielinski, W. (1979). Der L-M-T - ein Verfahren zur Erfassung der Leistungsmotivation. *Diagnostica*, 25, 351-364.
- Piaget, J. (1969). *Nachahmung, Spiel und Traum*. Stuttgart: Klett.
- Rheinberg, F. (1989). *Zweck und Tätigkeit*. Göttingen: Hogrefe.
- Rheinberg, F. (1995). *Motivation*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Rheinberg, F. (1996). Flow-Erleben, Freude an riskantem Sport und andere "unvernünftige" Motivationen. In J. Kuhl & H. Heckhausen (Eds.), *Motivation, Volition und Handlung. Enzyklopädie der Psychologie C/IV/4*. (pp. 101-118). Göttingen: Hogrefe.
- Schiefele, U. (1996). *Motivation und Lernen mit Texten*. Göttingen: Hogrefe.
- Schmitt, K.F. (1984). Motivationale Aspekte des Studiums und der Prüfungsvorbereitungsphase bei Lehramtsstudenten im Fach Pädagogik. Universität Trier Fachbereich I, Pädagogik, *Arbeitsbericht 4 des Modellversuchs 1426/80-H16*.
- Woodworth, R.S. (1918). *Dynamic psychology*. New York: Columbia University Press.
- Zuckerman, M. (1979). *Sensation seeking: Beyond the optimal level of arousal*. Hillsdale: N.J.: Erlbaum.

Fußnoten

¹ Die übersetzten Skalen wie auch weitere Details der dargestellten Untersuchung finden sich bei Iser und Pfäuser (1995).