

Gruppenvergleiche latenter Mittelwerte von Berufsorientierungen

Faulbaum, Frank

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Faulbaum, F. (1986). Gruppenvergleiche latenter Mittelwerte von Berufsorientierungen. *ZUMA Nachrichten*, 10(18), 48-62. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-210312>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Gruppenvergleiche latenter Mittelwerte von Berufsorientierungen

1. Einleitung

Einen beträchtlichen Teil seines Lebens verbringt der Mensch in seiner Berufswelt, so daß man davon ausgehen kann, daß das Ausmaß, in dem er in dieser Welt Zufriedenheit erlebt, einen wesentlichen Aspekt seiner Lebensqualität ausmacht. Eine besondere Rolle bei der Erklärung dieser Zufriedenheit, die man zumeist als Arbeitszufriedenheit bezeichnet, spielen die Berufswerte. Dem liegt unausgesprochen die Annahme zugrunde, daß die Zufriedenheit eines Individuums mit seiner (beruflichen) Umwelt sehr stark vom Ausmaß an Kongruenz zwischen Persönlichkeit und Umwelt abhängt (vgl. z.B. Holland, 1966; Oppenheimer, 1966; Pervin, 1974). Kalleberg (1977) betrachtet berufliche Zufriedenheit als eine allumfassende Einstellung, die Menschen gegenüber ihrem Beruf haben. Diese affektive Bewertung wird im wesentlichen durch zwei Hauptfaktoren bestimmt: berufliche Belohnungen (job rewards) und Berufswerte (job values), die nicht nur die Wichtigkeit widerspiegeln, die Individuen möglichen Belohnungen zusprechen, sondern darüber hinaus die "Zentralität der Arbeit im eigenen Leben und für die eigene Identität". Damit sieht auch er die Arbeitszufriedenheit im Spannungsfeld zwischen erwarteten und realisierten persönlichen Zielen. Erstere spiegeln sich in den Einstellungen zur beruflichen Arbeit, also den Berufswerten wider.

Wenn die Berufswerte tatsächlich in der erwähnten Art und Weise die Arbeitszufriedenheit mitbestimmen, so kommt Untersuchungen der Unterschiede verschiedener gesellschaftlicher Gruppen hinsichtlich dieser Werte besondere gesellschaftspolitische Bedeutung zu. So muß man etwa dann, wenn berufliche Wertvorstellungen aufgrund des beschränkten Zugangs zum Arbeitsmarkt nicht realisiert werden können, mit entsprechenden Konsequenzen für die subjektive Befindlichkeit, von einem gewissen Punkt an vielleicht auch mit sozialen Konflikten rechnen. Allerdings erfordert eine genauere Analyse dieser Situation detaillierte Überlegungen z.B. über den Zusammenhang zwischen Berufswerten und den Zugriffsmöglichkeiten zu verschiedenen Berufen für verschiedene gesellschaftliche Gruppen bzw. über den Zusammenhang zwi-

ZUMA

schen Berufswerten und Berufswahl (vgl. z.B. Lindsay/Knox, 1984; Kohn/Schooler, 1978; Lorence/Mortimer, 1979).

Sieht man von der Untersuchung von Schmidt (1983) über die in der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 1980 erhobenen Berufswerte ab, so beschränkten sich Gruppenvergleiche in bisherigen Untersuchungen im wesentlichen auf den Vergleich von Einzelvariablen (vgl. z.B. Gruenberg, 1980). Viel wichtiger jedoch erscheinen Vergleiche vollständiger (Kausal-)Modelle über verschiedene Stichproben hinweg, da nur dadurch festgestellt werden kann, inwieweit in verschiedenen Gruppen ähnliche Abhängigkeiten zwischen den Variablen (latent oder manifest) existieren. Für den Bereich der Berufswerte wurden derartige Untersuchungen nur von Schmidt (1983) und Faulbaum (1986) angestellt. Schmidt vergleicht ein 3-Konstruktmodell (inklusive Methodenfaktor: 4-Konstruktmodell) über mehrere Altersstufen hinweg und Faulbaum vergleicht verschiedene Meßmodelle über Altersstufen und Geschlechtsgruppen. Bei diesen Analysen wurde von einem Befund ausgegangen, den mehrere Autoren (vgl. Rosenberg, 1957; Schmidt, 1983; Faulbaum, 1983) bei Analysen verschiedener Datensätze bestätigen könnten. Dieser bestreht darin, daß den Berufswerten offensichtlich im wesentlichen drei Konstrukte zugrundeliegen, die man als Extrinsische Orientierung, Intrinsische Orientierung und Soziale Orientierung (Rosenberg: Menschenorientierung) bezeichnen kann. Das Konstrukt der Extrinsischen Orientierung ist vor allem durch den Leistungsaspekt gekennzeichnet und durch Werte wie Sicherheit des Berufs, gesellschaftliche Anerkennung, hohes Einkommen und Aufstieg. Das Konstrukt der Intrinsischen Orientierung besitzt als klare Indikatoren die Werte Interessantheit des Arbeitsplatzes, Selbständigkeit bei der Arbeit und verantwortungsvoller Aufgabenbereich. Die Soziale Orientierung schließlich ist charakterisiert durch Werte wie menschlicher Kontakt, Gelegenheit, anderen zu helfen sowie Nützlichkeit für die Gesellschaft.

Die Möglichkeit von Gruppenvergleichen vollständiger Kausalmodelle mit latenten Variablen bietet das von Jöreskog und Sörbom entwickelte Computerprogramm LISREL (ab Version V). Normalerweise sollte man beim Vergleich mehrerer Gruppen in bezug auf komplexere Modelle konstruktiv vorgehen und zunächst die Invarianz der Meßmodelle prüfen, um festzustellen, ob in allen Gruppen überhaupt Ähnliches gemessen wird. Nur wenn in den Gruppen das

ZUMA

Gleiche gemessen wird, erscheint es sinnvoll, die Invarianz des Strukturgleichungsmodells bzw. des Zusammenhangs zwischen latenten Variablen zu überprüfen.

Das übliche Vorgehen beim multiplen Gruppenvergleich von Kausalmodellen erlaubt nun zwar die Überprüfung der Invarianz der Meßmodelle. Es hat aber den Nachteil, daß es keine Schätzungen der latenten Mittelwerte erlaubt. So kann z.B. das Meßmodell für das Konstrukt Extrinsische Orientierung durchaus über verschiedene Untergruppen hinweg invariant sein. Dennoch können sich die Gruppen hinsichtlich ihrer Mittelwerte auf dem Konstrukt unterscheiden. Es ist im wesentlichen das Verdienst von Sörbom (1974, 1978), gezeigt zu haben, wie sich die Mittelwerte der latenten Konstrukte über ML (Maximum Likelihood) schätzen lassen. Jöreskog & Sörbom (1981) zeigen, wie die Spezifikation eines solchen Mittelwertvergleiches im Rahmen des Programms LISREL möglich ist.

Wir werden im folgenden einen Überblick über den theoretischen Hintergrund und die Technik des multiplen Vergleichs latenter Mittelwerte geben und letztere auf den Vergleich der oben beschriebenen Berufsorientierungen anwenden.

2. Multiple Vergleiche von Faktormittelwerten

2.1 Das allgemeine Modell

Seien $\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_m$ m Populationen (z.B. Nationen, soziale Gruppen etc.). Dann kann das allgemeine Faktormodell für die g-te Population durch die folgende Gleichung beschrieben werden:

$$\underline{x}_g = \underline{\mu} + \underline{\Lambda}_g \underline{\xi}_g + \underline{\epsilon}_g \quad (g=1,2,\dots,m) \quad (1)$$

In dieser Gleichung ist \underline{x}_g der Vektor der manifesten (beobachteten) Variablen, $\underline{\mu}$ ein konstanter Vektor der Ordnung p, der den Ursprung der Messung repräsentiert, $\underline{\xi}_g$ ein k-dimensionaler Zufallsvektor der gemeinsamen Faktoren, $\underline{\Lambda}_g$ die $p \times k$ -Matrix der Faktorenladungen und $\underline{\epsilon}_g$ ein Zufallsvektor der Meßfehler bzw. der spezifischen Faktoren von der Ordnung p.

Die Kovarianzmatrix $\underline{\Sigma}_g$ für die beobachteten Variablen in der g-ten Gruppe ist durch folgende Gleichung definiert:

ZUMA

$$\begin{aligned}\underline{\Sigma}_g &= E((\underline{x}_g - \underline{\mu} - \underline{\Lambda}_g \underline{\theta}_g)(\underline{x}_g - \underline{\mu} - \underline{\Lambda}_g \underline{\theta}_g)') \\ &= \underline{\Lambda}_g \underline{\Phi}_g \underline{\Lambda}_g' + \underline{\Psi}_g^2\end{aligned}\quad (2)$$

wobei $\underline{\theta}_g$ der Vektor der Mittelwerte der ξ -Variablen, $\underline{\Phi}_g$ die Kovarianzmatrix der ξ -Variablen und $\underline{\Psi}_g^2$ die Kovarianzmatrix der Meßfehler sind. In normalen faktorenanalytischen Modellen werden die Meßfehler als unkorreliert angenommen, so daß sich für die Matrix $\underline{\Psi}_g^2$ eine Diagonalmatrix ergibt.

Die Erwartungswerte (Mittelwerte) der beobachteten Variablen werden durch die Gleichung

$$E(\underline{x}_g) = \underline{\mu} + \underline{\Lambda}_g \underline{\theta}_g \quad (3)$$

beschrieben.

Man kann zeigen, daß das durch Gl. (2) spezifizierte Modell nicht identifiziert ist. Um das Modell zu identifizieren, ist die Einführung weiterer Parameterrestriktionen notwendig. Eine Restriktion bietet sich für latente Mittelwertvergleiche von selbst an: die Invarianz der Matrix $\underline{\Lambda}_g$. Die Überprüfung der Invarianz von $\underline{\Lambda}_g$ ist aus inhaltlichen Gründen schon darum notwendig, weil ein Mittelwertvergleich bei Vorliegen unterschiedlicher Meßmodelle unsinnig ist. In diesem Fall vergleicht man nämlich unterschiedliche Konstrukte.

Wenn die g Gruppen unabhängige Stichproben der g Populationen darstellen, erhält man ML-Schätzungen der Parameter, indem man die folgende Funktion minimiert:

$$F = \sum_{g=1}^m (N_g/2) F_g, \quad (4)$$

wobei N_g die Anzahl der Beobachtungen in der g -ten Gruppe ist und F_g die mit $(-1)^g$ multiplizierte Log-Likelihood-Funktion der multivariaten Normalverteilung ist:

$$F_g = \log |\underline{\Sigma}_g| + \text{tr}(\underline{\Sigma}_g^{-1} T_g), \quad (5)$$

ZUMA

wobei

$$T_g = (1/N_g) \sum_{a=1}^{N_g} (\underline{x}_g^{(a)} - \underline{\mu} - \underline{\Lambda}_g \underline{\Theta}_g) (\underline{x}_g^{(a)} - \underline{\mu} - \underline{\Lambda}_g \underline{\Theta}_g)'. \quad (6)$$

$\underline{x}_g^{(a)}$ ist der Vektor der beobachteten Meßwerte für die a-te Beobachtung in der g-ten Gruppe.

Die Modellgüte kann über χ^2 abgeschätzt werden, da die Größe

$$2 (F_{\min} - \sum_{g=1}^m (N_g/2) (\log |\underline{S}| + p))$$

χ^2 -verteilt ist mit $p(p+1)/2 - q$ Freiheitsgraden (q : Anzahl der freien Parameter).

Leider reicht die oben eingeführte Annahme der Invarianz von $\underline{\Lambda}$ über die Gruppen hinweg zur vollständigen Identifikation des Modells nicht aus. Vielmehr verbleibt eine weitere Unbestimmtheit hinsichtlich der Parameter $\underline{\mu}$ und $\underline{\Theta}_g$.

Wenn man z.B. $\underline{\Theta}_g$ mit einem beliebigen Vektor \underline{a} addiert und $\underline{\Lambda}_g \underline{a}$ von $\underline{\mu}$ abzieht, so erhält man aus Gl. (3) die folgende:

$$E(x) = \underline{\mu} - \underline{\Lambda}_g \underline{a} + \underline{\Lambda}_g (\underline{\Theta}_g + \underline{a}) = \underline{\mu} + \underline{\Lambda}_g \underline{\Theta}_g. \quad (7)$$

Dies bedeutet, daß eine solche Transformation Gl. (3) unverändert läßt. Um diese Situation zu beseitigen, müssen weitere Restriktionen eingeführt werden. Eine Restriktion, die das Problem lösen würde, ist die, daß man $\underline{\Theta}_g$ (den Vektor der latenten Mittelwerte) in einer bestimmten Gruppe g (Kontroll- oder Referenzgruppe) gleich $\underline{0}$ setzt. Danach können die Schätzungen von $\underline{\Theta}_g$ so reskaliert werden, daß für die reskalierten Vektoren $\hat{\underline{\Theta}}_g^+$ die folgende Bedingung erfüllt ist:

$$\sum_{g=1}^m N_g \hat{\underline{\Theta}}_g^+ = \underline{0}.$$

ZUMA

Die reskalierten Mittelwertsvektoren ergeben sich dann in der folgenden Weise:

$$\hat{\theta}_g^+ = \hat{\theta}_g - (1/N) \sum_{g=1}^m N_g \hat{\theta}_g \quad (N=N_1+\dots+N_m) \quad (8)$$

2.2 Modellspezifikation in LISREL

Jöreskog & Sörbom (1981) haben gezeigt, wie man das im letzten Abschnitt beschriebene Modell in LISREL spezifizieren kann. Der wesentliche Kunstgriff besteht darin, daß man ausgehend von der Analyse der Momentmatrix

- (1) die ξ -Variablen in Gl. (1) als η -Variablen (d.h. latente endogene Variablen) einführt;
- (2) eine zusätzliche x-Variable 1 spezifiziert;
- (3) die FIXED X-Option verwendet, d.h. daß man annimmt (in LISREL-Terminologie):

$$\begin{aligned} \underline{\Lambda}_x &= \underline{I} \quad (\underline{\Lambda}_x: \text{Matrix der Faktorenladungen für die x-Variablen; } \underline{I}: \text{Identitätsmatrix}), \\ \underline{\Theta}_\delta &= \underline{0} \quad (\underline{\Theta}_\delta: \text{Kovarianzmatrix der Meßfehler für die x-Variablen}), \\ \underline{\Phi} &= \underline{S}_{xx} \quad (\underline{\Phi}: \text{Kovarianzmatrix der Faktoren; } \underline{S}_{xx} \text{ empirische Kovarianzmatrix der x-Variablen}); \end{aligned}$$

- (4) eine η -Variable mehr einführt, als man von der Operationalisierung her benötigen würde und den Eintrag in der Γ -Matrix (Matrix der Strukturkoeffizienten für die Beziehungen zwischen exogenen und endogenen latenten Variablen), der der ξ -Variablen 1 entspricht, auf 1 fixiert und die der zusätzlichen η -Variablen entsprechende Residualvariable 0 setzt;
- (5) daß man die \underline{B} -Matrix (die Matrix der Koeffizienten für die Beziehungen zwischen den η -Variablen) 0 setzt.

Bezeichnet man die zusätzlich eingeführte η -Variable mit η^* und setzt man die Ladungen aller beobachteten y-Variablen auf η^* frei ($\underline{\Lambda}$ frei in der entsprechenden Spalte), dann ergibt sich unter Annahme der Invarianz der Modellstruktur für jede der g Gruppen die folgende Gleichung:

$$y_g = \lambda_{\eta^*} + \underline{\Lambda}_{y\eta^*} + \varepsilon_g, \quad (\underline{\Lambda}_{y\eta^*} \text{ als invariant über die } g \text{ Gruppen vorausgesetzt}) \quad (9)$$

ZUMA

wobei λ_{η^*} den Spaltenvektor der $\underline{\Lambda}_y$ -Matrix bezeichnet, der der Variablen η^* entspricht. $\underline{\Lambda}_y$ ist die Matrix der Faktorenladungen, die resultiert, wenn man Spalte λ_{η^*} wegstreicht und $\underline{\eta}_g$ ist der Vektor der η -Variablen, der sich ergibt, wenn man η^* wegstreicht.

Wenn wir zu unserer Notation im letzten Abschnitt zurückkehren und

$$\lambda_{\eta^*} = \underline{\mu}$$

setzen, so sehen wir unmittelbar, daß die Erwartung von y_g Gl. (3) entspricht und der "grand mean"-Vektor $\underline{\mu}$ in der Spalte von $\underline{\Lambda}_y$ zu finden ist, die der Variablen η^* entspricht. Betrachten wir diese Variablen als letzte η -Variable, so finden sich die Werte von $\underline{\mu}$ in der letzten Spalte der $\underline{\Lambda}_y$ -Matrix. Letzteres wird in den Beispielen des LISREL-Manuals vorgenommen. Die Werte μ_i werden dort mit v_i bezeichnet.

Kommen wir nun zur Struktur der Γ -Matrix. Da wir nur eine ξ -Variable haben, ist diese Matrix ein Vektor der Ordnung k , wobei k die Anzahl der η -Variablen ist. Der Eintrag, der der Variablen η_g^* entspricht, enthält per Voraussetzung den Wert 1. Sei $\underline{\Gamma}_g$ der reduzierte Vektor, der entsteht, wenn man die η^* entsprechende Zeile streicht. Dann sieht die Strukturgleichung für die restlichen η -Variablen folgendermaßen aus:

$$\underline{\eta}_g^- = \underline{\Gamma}_g^- + \underline{\zeta}_g^-, \quad (10)$$

wobei $\underline{\zeta}_g^-$ den dem Vektor $\underline{\eta}_g^-$ entsprechenden Vektor der Residualvariablen darstellt. Da die Erwartung von $\underline{\zeta}_g^-$ nach Voraussetzung $\underline{0}$ ist, erhält man als Erwartung von $\underline{\eta}_g^-$:

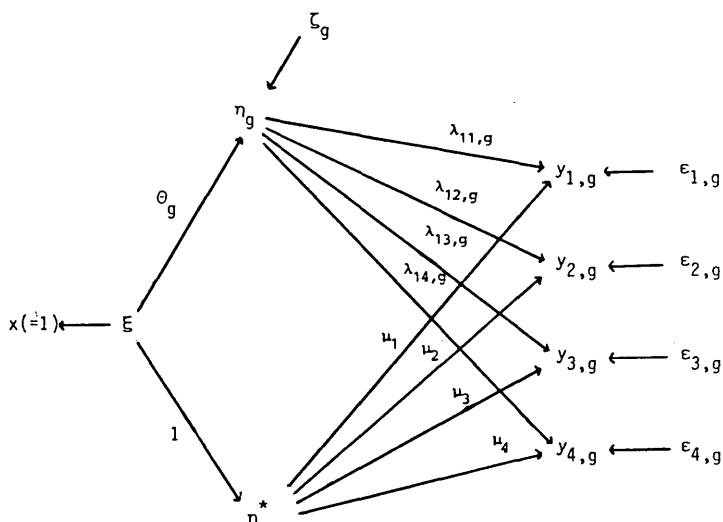
$$E(\underline{\eta}_g^-) = \underline{\Gamma}_g^-. \quad (11)$$

Dies bedeutet jedoch, daß die latenten Mittelwerte der η -Variablen in den entsprechenden Zeilen des $\underline{\Gamma}$ -Vektors zu finden sind. Da wir aus Identifikationsgründen die Mittelwerte einer Kontrollgruppe 0 gesetzt haben, enthalten die Zeilen für die Kontrollgruppe den Wert 0 und für die übrigen Gruppen die Differenzen der Mittelwerte relativ zur Kontrollgruppe. Diese Mittelwertsdifferenzen werden häufig mit κ bezeichnet.

Aus Gl. (11) folgt, daß die Kovarianzen der η -Variablen in der Kovarianzmatrix der ξ -Variablen (der Ψ -Matrix in LISREL-Terminologie) zu finden sind.

Die beschriebene Modellspezifikation ist in Abbildung 1 für ein Ein-Konstrukt-Modell schematisch dargestellt.

Abbildung 1: Graphische Veranschaulichung der LISREL-Spezifikation für eine beliebige Gruppe



3. Mittelwertsvergleiche der Berufsorientierungen

Im folgenden stellen wir die Anwendung der Methode des Mittelwertsvergleichs latenter Variablen auf Berufsorientierungen dar, wobei wir uns in diesem Aufsatz auf die Konstrukte Extrinsische Orientierung und Intrinsische Orientierung beschränken. Die Analyse bezieht sich auf die im ALLBUS 1982 erhobenen Berufswerte. Sie wurden dort im Rahmen der Split-Version A (N=1504) erhoben. Die Befragten wurden dabei gebeten, eine Reihe von Berufsmerkmalen hinsichtlich ihrer Wichtigkeit für die berufliche Arbeit und den Beruf auf einer 7-Punkte-Skala einzustufen.

Als klare Indikatoren für das Konstrukt Extrinsische Orientierung können gelten:

ZUMA

Sichere Berufsstellung (SICHER)
Hohes Einkommen (EINKOM)
Gute Aufstiegsmöglichkeiten (AUFSTG)
Ein Beruf, der anerkannt und geachtet wird (GEACHT).

Klare Indikatoren für das Konstrukt Intrinsische Orientierung sind:

Interessante Tätigkeit (INTER)
Eine Tätigkeit, bei der man selbständig arbeiten kann (SELBST)
Aufgaben, die viel Verantwortungsbewußtsein erfordern (VERANT).

Die durchgeführten Mittelwertsvergleiche waren Vergleiche zwischen jeweils zwei Gruppen, die durch die beiden Stufen von zwei dichotomen Merkmalen charakterisiert waren. Das eine Merkmal war die Variable Geschlecht. Das zweite Merkmal bestand in einer Variablen, die aus der subjektiven Schicht-einstufung (ALLBUS 1982: F28) gebildet wurde. Bei der Split-Version A wurden die Befragten gebeten, sich einer der folgenden fünf Schichten zuzuordnen: Unterschicht, Arbeiterschicht, Mittelschicht, Obere Mittelschicht, Oberschicht. Die von uns neu gebildete Variable faßte Unterschicht und Arbeiterschicht zu einer neuen Kategorie "Unterschicht" sowie Obere Mittelschicht und Oberschicht zu einer neuen Kategorie "Oberschicht" zusammen. Die Mittelkategorie wurde außer acht gelassen. Der Vergleich zwischen Männern und Frauen wurde zusätzlich für jedes der obigen Konstrukte innerhalb der folgenden Altersstufen durchgeführt: 18-29 Jahre, 30-41 Jahre, 42-53 Jahre und 54-65 Jahre.

Referenzgruppe für den Vergleich Männer - Frauen war die Gruppe der Frauen. Referenzgruppe für den Vergleich zwischen Unterschicht und Oberschicht war die Oberschicht. Verglichen werden in den nachfolgenden Analysen nur Meßmodelle mit unkorrelierten Fehlern, da eine Annahme von Fehlerkorrelationen theoretisch nicht zu begründen ist.

Tabelle 1 zeigt die χ^2 -Anpassungsindizes und die Mittelwertsdifferenzen für den Vergleich zwischen Männern und Frauen. Die in dieser Tabelle sowie den übrigen Tabellen angegebenen Fallzahlen beziehen sich auf Fälle ohne fehlende Werte. Die Mittelwertsdifferenzen sind mit μ bezeichnet.

Wie man zunächst zugeben muß, ist die Anpassungsgüte im Fall der Extrinsischen Orientierung nicht akzeptabel, im Falle der Intrinsischen Orientie-

ZUMA

ung wird immerhin das 5%-Niveau überschritten. Dies bedeutet, daß man im Fall des Konstrukts der Extrinsischen Orientierung nicht ohne weiteres von einem gemeinsamen Meßmodell mit unkorrelierten Meßfehlern ausgehen kann.

Für das Konstrukt der Intrinsischen Orientierung ergibt sich eine signifikante Mittelwertsdifferenz, was bedeutet, daß die Männer stärker intrinsisch orientiert sind als die Frauen. Für dieses Ergebnis gibt es eine Reihe von möglichen Erklärungen, denen in weiteren detaillierten Analysen nachgegangen werden müßte. Eine Erklärung z.B. wäre die, daß sich in den Urteilen der Befragten die Erfahrung der eigenen faktischen Berufstätigkeit widerspiegelt, Frauen aber in jenen Berufen, die Gelegenheit zu Realisierung intrinsischer Werte geben, immer noch unterrepräsentiert sind. Auch ist zu bedenken, daß für Frauen der Beruf nicht unabhängig von ihrer Aufgabe in der Familie zu sehen ist (vgl. z.B. Bielby & Bielby, 1984). Möglicherweise liegt die Realisierung der intrinsischen Werte eher im familiären und nicht so sehr im beruflichen Bereich.

Tabelle 1: Anpassungsgüte und Mittelwertsunterschiede für den Vergleich Männer/Frauen

	Extrinsische Orientierung	Intrinsische Orientierung
χ^2	45.70 (df=10; P=0.000)	8.34 (df=4; P=0.080)
χ^2/df	4.570	2.085
κ	.177 ⁺	.258

Anzahl der Fälle:

Frauen (Referenzgruppe) : 799
Männer : 667

⁺ T-Wert nicht signifikant

ZUMA

Tabelle 2 a-d enthält die Anpassungsindizes und Mittelwertsunterschiede für Vergleiche zwischen Männern und Frauen innerhalb der oben beschriebenen Altersstufen.

Tabelle 2: Anpassungsindizes und Mittelwertsunterschiede Männer/Frauen innerhalb verschiedener Altersstufen

a. 18-29 Jahre

	Extrinsische Orientierung	Intrinsische Orientierung
χ^2	16.85 (df=10; P=.078)	6.82 (df=4; P=.146)
χ^2/df	1.685	1.705
κ	-.141 ⁺	-.100 ⁺

Anzahl der Fälle:

Frauen: 158
Männer: 141

⁺ T-Wert nicht signifikant

b. 30-41 Jahre

	Extrinsische Orientierung	Intrinsische Orientierung
χ^2	34.68 (df=10; P=0.000)	.73 (df=4; P=.948)
χ^2/df	3.468	.183
κ	.035 ⁺	.070 ⁺

Anzahl der Fälle:

Frauen: 161
Männer: 154

ZUMA

c. 42-53 Jahre

	<u>Extrinsische Orientierung</u>	<u>Intrinsische Orientierung</u>
χ^2	28.03 (df=10; P=.002)	1.32 (df=4; P=.858)
χ^2/df	2.803	.330
κ	.212	.288

Anzahl der Fälle:

Frauen: 159
Männer: 150

d. 54-65 Jahre

	<u>Extrinsische Orientierung</u>	<u>Intrinsische Orientierung</u>
χ^2	27.86 (df=10; P= .002)	3.61 (df=4; P=.948)
χ^2/df	2.786	.903
κ	.276	.490

Anzahl der Fälle:

Frauen: 156
Männer: 130

Eine Analyse der Tabelle zeigt, daß die Modellanpassung im Fall der Extrinsischen Orientierung, sieht man von der jüngsten Altersgruppe ab, nicht als befriedigend bezeichnet werden kann. Bei der Betrachtung der Mittelwertsunterschiede ergibt sich das Bild, daß bei den jüngeren Altersgruppen keine signifikanten Mittelwertsunterschiede zu verzeichnen sind, wohl jedoch bei den beiden höheren Altersstufen. Interessant ist vor allem, daß die Diffe-

ZUMA

renzen bei der Intrinsischen Orientierung mit zunehmendem Alter ansteigen. Dies bedeutet, daß die Männer sich im Vergleich zu den Frauen mit zunehmendem Alter immer stärker intrinsisch orientieren, ein Effekt, der durch weitere Subgruppenanalysen weiter erklärt werden müßte.

Wenden wir uns nunmehr den Schichtunterschieden zu. Es wurde ein Extremgruppenvergleich zwischen der Unterschicht (Unterschicht und Arbeiterschicht) und Oberschicht (Obere Mittelschicht und Oberschicht) durchgeführt. Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse.

Tabelle 3: Ergebnisse des "Schichtvergleichs"

	Extrinsische Orientierung	Intrinsische Orientierung
χ^2	37.91 (df=10; P= .000)	1.08 (df=4; P= .898)
χ^2/df	3.791	.270
κ	-.069 [†]	-.603

Anzahl der Fälle:

Subjektive Einstufung "Oberschicht" : 100
Subjektive Einstufung "Unterschicht": 490

Die Ergebnisse zeigen, daß Angehörige der Unterschicht erheblich weniger intrinsisch orientiert sind als Angehörige der Oberschicht. Auch hier sind vielfältige Erklärungsmuster möglich. Hier dürfte sich vor allem das unterschiedliche Bildungsniveau als intervenierende Variable auswirken.

4. Zusammenfassung

Wir haben in diesem Aufsatz am Beispiel der Berufsorientierungen zu zeigen versucht, wie die Technik des multiplen Gruppenvergleichs latenter Variablen sinnvoll angewendet werden kann. Verglichen wurden Gruppen unterschiedlichen Geschlechts und von unterschiedlichem subjektiven sozialen

Status. Wir konnten dabei herausfinden, daß sich die Gruppen in erster Linie im Konstrukt der Intrinsischen Orientierung unterscheiden. So sind Frauen weniger intrinsisch orientiert als Männer, wobei diese Unterschiede erst mit wachsendem Alter bedeutsam werden. Auch Befragte der Unter- und Oberschicht unterscheiden sich im Konstrukt der Intrinsischen Orientierung, wobei Befragte der Oberschicht intrinsischer orientiert scheinen. Erst die Überprüfung weiterer komplexer kausalanalytischer Hypothesen kann jedoch hier zu detaillierten begründeten Erklärungen führen. Auf jeden Fall scheint es sinnvoll, beim Vergleich von Meßmodellen auch die ersten Momente der Verteilung der latenten Variablen in die Analyse einzubeziehen.

Der vorstehende Aufsatz wurde von Frank Faulbaum verfaßt.

Literatur

- Bielby, D.D.V./W.T. Bielby, 1984: Work commitment, sex-role attitudes and women's employment. *American Sociological Review* 49:234-247.
- Faulbaum, F., 1983: Konfirmatorische Analysen der Reliabilität von Wichtigkeitseinstufungen beruflicher Merkmale. *Zumanachrichten* 13:22-44.
- Faulbaum, F., 1986: Zur Struktur und Stabilität von Wertvorstellungen über berufliche Umwelt. Erscheint in: L. Hildebrandt/G. Rudinger/P. Schmidt (Hrsg.), *Kausalanalyse in der Umweltforschung* (im Druck).
- Gruenberg, B., 1980: The happy worker: An analysis of educational and occupational differences in determinants of job satisfaction. *American Journal of Sociology* 86:247-271.
- Holland, J., 1966: *The psychology of vocational choice*. Waltham, Mass.: Blaisdell.
- Kalleberg, A.L., 1977: Work values and job rewards: A theory of job satisfaction. *American Sociological Review* 42:124-143.
- Jöreskog, K.G./D. Sörbom, 1981: *LISREL V. User's guide*. Chicago: National Educational Resources, Inc.
- Kohn, M.L./C. Schooler, 1982: Job conditions and personality: A longitudinal assessment of their reciprocal effects. *American Journal of Sociology* 87:1257-1286.
- Lindsay, P./W.E. Knox, 1984: Continuity and change in work values among young adults: A longitudinal study. *American Journal of Sociology* 89:918-931.
- Oppenheimer, E.A., 1966: The relationship between certain self constructs and occupational preference. *Journal of Counseling Psychology* 13: 191-197.
- Pervin, L.A., 1974: Performance and satisfaction as a function of individual-environment fit. S.569-587 in R.H. Moos/P.M. Insel (Hrsg.), *Issues in Social Ecology. Human milieus*. Palo Alto, Cal.: National Press Books.
- Rosenberg, M., 1957: *Occupations and values*. Glencoe, Ill.: Free Press.

- Schmidt, P., 1983: Messung von Arbeitsorientierungen: Theoretische Fundierung und Test alternativer kausaler Modelle. *Analyse und Kritik* 5: 115-153.
- Sörbom, D., 1980: A general method for studying differences in factor means and factor structure between groups. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* 27:229-239; neu abgedruckt S.207-217 in: K.G. Jöreskog/D. Sörbom (Hrsg.), *Advances in factor analysis and structural equation models*. Cambridge, Mass.: Abt Books, 1980.
- Sörbom, D., 1978: An alternative to the methodology for analysis of covariance. *Psychometrika* 43:381-396; neu abgedruckt S.219-234 in: K.G. Jöreskog/D. Sörbom (Hrsg.), *Advances in factor analysis and structural equation models*. Cambridge, Mass.: Abt Books, 1980.