

労働価値観測定尺度の因子的妥当性に関する検討

A study for factorial validity of the Work Values Scale.

江口 圭一
Keiichi EGUCHI
戸 梶 亜紀彦
Akihiko TOKAJI

要 約

本稿は、我々が開発を進めている労働価値観測定尺度の因子的妥当性について、構造方程式モデリングによる検討を行ったものである。4つの研究において720名の被調査者を対象に労働価値観についての調査を行い、636名のデータを分析に用いた。これまでに行ってきた理論的検討と探索的因子分析、二次因子分析の結果に基づき、5つのモデルについて検討した。検証的因子分析を行った結果、7因子間に相関関係を想定したモデルが最も高い適合度を示し、高次因子を想定したモデルはほぼ同等の適合度であったが不適解が生じた。不適解の原因について検討したところ、年代による違いから生じる標本変動がその一因と考えられた。したがって、高次因子を想定したモデルの妥当性について検討を続ける。

Abstract: Using structural equation modeling, this paper examined the factorial validity of Work Values Scale which we were currently in the process of developing. We analyzed the data of 636 subjects after having conducted four surveys on work values among 720 subjects. We constructed five models of work values based on theoretical examination, exploratory factor analysis, and second-order factor analysis. The results of confirmatory factor analysis of them demonstrated that the one we assumed correlation between seven factors produced highest goodness of fit, and that the one we expected higher-order factors was good as well yet with improper solutions. Examination of the improper solutions suggested the sample fluctuation due to the difference of the age groups might be the cause. Therefore we need to continue to examine its validity.

キーワード：労働価値観測定尺度 (Work Values Scale), 因子的妥当性 (factorial validity), 検証的因子分析 (confirmatory factor analysis), 構造方程式モデリング (structural equation modeling)

目 的

近年、労働ストレスによる心身の健康問題や過労死、過労自殺、フリーターやニートの急増など、職業生活における様々な不適応問題への取り組みが、社会的な重要課題として認識されている(江口・戸梶, 2005)。筆者らは、このような不適応問題への支援方策を考える上での中心的な概念として労働価値観に着目し、それによって職業生活における労働者の行動を理解することが可能なのではないかとの観点から研究を進めている(江口, 2003; 江口・岩田, 2004; 江口・戸梶, 2004, 2005, 2006a, 2006b)。

労働価値観とは、職業生活を送る上での労働者

の様々な行動の決定やストレスフルな状況の認知に深く関連する個人要因とされる(Adkins & Naumann, 2001; 江口・戸梶, 2004)。したがって、個々人の労働価値観を正確に把握するツールは、その人の行動を理解するための重要な情報を提供してくれるだけでなく、職業生活への適応のための支援方策を検討する上でも大きな役割を担うことが期待される。ところが、これまでに開発された労働価値観、あるいはそれに類似した概念を測定する尺度は、その定義が不明確であるものや、測定の対象に職務内容、職務特性、労働条件などが混在しているものも多く見受けられる。また、労働価値観のいくつかの側面が見落とされて

きた可能性も指摘されているだけでなく、信頼性・妥当性について十分な検討がなされた尺度も少なく、職業生活における労働者の行動を理解するためのツールとしては不十分と言わざるを得ない(江口・戸梶, 2005)。

筆者らは、これらの問題点を解消した新たな労働価値観測定尺度の開発を進めているが、測定尺度に備わっていない必要条件がいくつか指摘されている。例えば、単位時間あたりに得られる情報量を基準とする効率性が高いこと(村上, 1993)や質問内容の冗長性が低いこと(安部, 2000)なども挙げられているが、最も考慮しなければならない基本的条件として、測定尺度には高い信頼性と妥当性が求められる(吉田, 1994)。

信頼性とは、偶然的要因によって尺度の得点に変化する度合いの少なさ(吉田, 1994)を表す概念であり、測定を繰り返した際の安定性と、質問項目に対する回答の一貫性の両者を含む(村上, 2006)。信頼性の評価方法には、同一テストを同一の被験者に一定期間を空けて繰り返し実施し、得られた2回の測定値の相関係数を求める再テスト法、1回のテストを等質な2組に分け、その相関係数を求める折半法などがあるが、内的一貫性の指標であるクロンバックの α 係数(Cronbach, 1951)が信頼性の指標として多くの研究で用いられている。

一方、妥当性とは尺度が測ろうとしている構成概念をどの程度正確に測っているか、その程度を表す概念である(村上・村上, 2001)。したがって、妥当性は尺度に内在する性質ではなく、尺度が測定しようとする「何か」との関連から問われる(吉田, 1994)。また、妥当性検証のプロセスは、その尺度が本当に測定したい概念を測定しており、且つ当初の目的を達成するのに有用である、と確信できる根拠があるかどうかを検討するプロセスとされる(Fayers & Machin, 2000)。妥当性の概念は信頼性と比べると、数学的に厳密に規定されていないことが多く、理論的背景が異なる様々な妥当性概念がある(村上・村上, 2001)が、一般的には内容的妥当性、基準関連妥当性、構成概念妥当性に大別される。

内容的妥当性(content validity)とは、妥当性が問われている尺度の項目が、測定しようとしてい

る構成概念の内容をどの程度正確に反映しているかを表す概念である(吉田, 1994)。内容的妥当性が高い尺度を開発するためには、特定の測定場面に関係する内容領域全体を詳細に記述した上で、質問項目の選択を行うことが必要である(Carmines & Zeller, 1979)。また、内容的妥当性の検証は、尺度の内容を専門家が理論的に考察し、項目群が適切であるかどうかを検討する方法が主流である(吉田, 2001)。この方法は直感的には分かりやすいが適切な数量化ができないため、この概念を拒否する研究者も多い(村上・村上, 2001)。これに対し、尺度項目と尺度の測定対象がどの程度関係しているかについて、複数の研究者による判断の一致率や相関係数によって定量的に把握する方法が提案されている(村上・村上, 2004)。

基準関連妥当性(criterion-related validity)とは、ある測定尺度を、測定尺度の真値そのもの、あるいは測定の実値を示すものとして受け入れられている別の基準と比較することで検討される概念である(Fayers & Machin, 2000; Messick, 1989)。尺度と外的基準が同時に測定される場合を併存的妥当性(concurrent validity)、外的基準が尺度よりも後で実施される場合を予測的妥当性(predictive validity)という(吉田, 1994)。しかし、社会科学の測定においては、測定しようとする概念が抽象的であることが多く、その測定の妥当性評価に適した基準はほとんど見出すことができない(Carmines & Zeller, 1979)。また、予測的妥当性については、評価しようとしている構成概念と将来の結果の関係性についての概念モデルを作成する必要があることから、次に述べる構成概念妥当性のひとつの側面として論じることがより適切であると考えられる立場もある(Fayers & Machin, 2000)。

構成概念妥当性(construct validity)とは、測定尺度に必要とされる最も重要な特性のうちのひとつであり(Fayers & Machin, 2000)、ある尺度によって測定される構成概念について、理論的に導かれた外的基準との関連に関する理論的文脈の中で検討される概念である(吉田, 1994)。社会科学における構成概念の妥当性評価に関しては、基準関連妥当性も内容的妥当性も共に限られた有用性しかもたないと考えられ、構成概念妥当性は抽

象的な構成概念の測定における最も重要な概念とされる (Carmines & Zeller, 1979; Nunnally & Bernstein, 1994)。構成概念妥当性は、尺度によって測定される構成概念と理論的に関連があることが予想される概念を測定する外的基準との関連から検討される収束的妥当性 (convergent validity) と、理論的に異なっていると考えられる別の概念を測定する外的基準との関連から検討される弁別的妥当性 (discriminant validity) に分けられる (吉田, 1994)。また、ある構成概念を測定する尺度が複数の下位概念から構成されている場合に、因子分析でその因子構造が確認されたときは因子的妥当性 (factorial validity) が得られたと言われ、これも構成概念妥当性の1つとされる (吉田, 2001)。

ここで、筆者らが進めている労働価値観測定尺度開発のこれまでの進行状況について、簡単に総括しておく。はじめに、先行研究レビューに基づく理論的フレームワークの検討の結果、労働価値観を構成する3つの概念として「内的価値志向」「外的価値志向」「愛他的価値志向」が提示された (江口・戸梶, 2005)。次に、江口・戸梶 (2006a) では3概念に該当すると考えられる質問項目が先行研究から収集され、探索的因子分析によって上記の3概念に相当する7因子、すなわち「職業生活の充実」因子、「達成感」因子、「社会的評価」因子、「経済的報酬」因子、「社会への貢献」因子、「同僚への貢献」因子、「所属組織への貢献」因子が抽出された。また、この研究の過程において、①先行研究レビューに基づく理論的枠組みの設定とそれを踏まえた質問項目の収集、②現在就業しており、且つ心理学に隣接する領域を専攻している社会人大学院生4名による質問項目の内容に関するチェック、などの作業を経たことから、ある程度の内容的妥当性は検証できたと考えられた。また、江口・戸梶 (2006b) では、外的基準 (組織市民行動) との関連から構成概念妥当性 (収束的妥当性・弁別的妥当性) についての検討がなされ、一定の支持が得られた。信頼性 (内的一貫性) については、いずれの調査においても十分に高い値が得られた (表1)。

このように、7因子、38項目で構成される労働価値観測定尺度の信頼性・妥当性についての検証を進めてきたが、そもそも7因子を抽出するために用いられた探索的因子分析には方法論上の問題

表1 労働価値観測定尺度の下位尺度の信頼性係数 α

	研究1 1)	研究2 2)	研究3 3)	研究4 4)
「職業生活の充実」因子	.919	.928	.905	.895
「達成感」因子	.806	.870	.812	.806
「社会的評価」因子	.939	.952	.948	.930
「経済的報酬」因子	.783	.894	.843	.853
「社会への貢献」因子	.907	.900	.923	.903
「同僚への貢献」因子	.879	.888	.870	.893
「所属組織への貢献」因子	.829	.826	.810	.778

注1) 江口・戸梶 (2006a) の改訂38項目版 (n=308)
 2) 江口・戸梶 (2006b) (n=117)
 3) 未発表データ (n=111)
 4) 未発表データ (n=160)

が指摘されている。例えば、探索的因子分析は抽出する因子数に絶対的な基準がないため、因子数の決定や因子の解釈はきわめて恣意的になりやすく (古谷野・柴田・芳賀・須山, 1989)、探索的因子分析を仮説検証的に使用したとしても、分析者が仮説に近い因子構造を選択することの可能性を確認しているにすぎない (芝, 1979) という指摘である。また、探索的因子分析では因子分散の全分散に対する比 (因子寄与率) が得られるだけであり、因子モデルの妥当性が証明されたことにはならない (豊田, 2000)。これらの問題に対して、検証的因子分析によってモデルの妥当性を検証することが推奨されている。検証的因子分析とは、理論的検討に基づき設定されたモデルに実際のデータを当てはめ、モデルの適合度を検討する方法であり (古谷野他, 1989)、科学研究におけるひとつの大切なアプローチが理論モデルによる予測であることから、モデルの妥当性を検証する方法として検証的因子分析の使用が勧められている (豊田, 2000)。

以上のような探索的因子分析の方法論上の問題から、労働価値観測定尺度の下位尺度として7因子を採用することが本当に妥当であるのかについて検証する必要がある。本研究では、構造方程式モデリングによる検証的因子分析により、労働価値観を3つの概念から捉えようとする理論的フレームワークと労働価値観測定尺度の因子的妥当性について検討した。

方 法

1. 分析対象

2005年5月から2006年7月までに、大学生 (夜間主コース) および一般社会人を対象に労働価値観調査を実施し、720名からデータを得た。このう

ち労働価値観についての質問に欠損値があるデータを除外し、636名を分析対象とした。

2. 使用尺度

労働価値観測定尺度（江口・戸梶，2006a）の改訂38項目版を使用した。但し、第1回調査（江口・戸梶，2006a）では質問項目の取捨と因子構造の検討を目的としたため、調査時には70項目の調査票を使用した。それ以降の調査については、改訂38項目版を使用した。それぞれの質問項目が現在の自分にとってどの程度重要であるかを「非常に重要である」「重要である」「どちらかといえば重要である」「どちらかといえば重要でない」「重要でない」「まったく重要でない」の6件法で回答を求め、それぞれ6点から1点を配点した。

3. 検証的因子分析のモデル

検証的因子分析に用いるモデルを設定するために、探索的因子分析と下位尺度得点を用いた二次因子分析を行った。この結果と理論的フレームワーク（江口・戸梶，2005）を踏まえて5つのモデルを設定し、構造方程式モデリングによる検証的因子分析を行った。Jaccard & Wan（1996）、豊田（1992）に従い、モデルの適合度の指標としては、 χ^2 値、GFI、AGFI、CFI、RMSEA、AICを取り上げた。

結果

1. 分析対象者のプロフィール

分析対象者636名の内訳は、男性421名、女性215名であり、平均年齢は40.5歳（SD=13.3、範囲：18～74歳）、男性平均43.0歳（SD=13.0、範囲：18～70歳）、女性平均35.6歳（SD=12.5、範囲：18～74歳）であった。

2. 項目ごとの得点分布

回答の分布について、項目ごとのヒストグラム、および平均点と標準偏差により確認した。ヒストグラムでは、回答の分布に極端な偏りは認められなかった。また、すべての項目で平均点±SDが1以下、あるいは6以上に該当する項目はなく、床効果、天井効果のいずれも認められなかった（表2）。

表2 労働価値観測定尺度の項目ごとの平均値とSD

項目	平均	SD	項目	平均	SD
wv 1	4.76	.91	wv20	3.65	1.00
wv 2	3.16	1.15	wv21	4.50	.89
wv 3	4.49	.95	wv22	3.49	1.03
wv 4	3.17	1.09	wv23	4.17	.93
wv 5	4.13	1.10	wv24	3.95	1.05
wv 6	4.36	.98	wv25	4.62	.98
wv 7	3.44	1.21	wv26	3.55	1.09
wv 8	4.50	.91	wv27	3.89	1.04
wv 9	2.98	1.05	wv28	3.88	1.03
wv10	3.96	1.02	wv29	3.50	1.00
wv11	4.06	1.08	wv30	4.51	.98
wv12	3.67	.99	wv31	3.09	1.05
wv13	4.69	.92	wv32	4.57	.92
wv14	3.90	1.05	wv33	3.42	1.03
wv15	4.75	.94	wv34	3.89	1.03
wv16	3.06	1.15	wv35	4.30	.99
wv17	4.45	.96	wv36	3.23	.99
wv18	3.42	1.07	wv37	4.71	.92
wv19	4.09	1.02	wv38	3.50	1.05

注 得点の範囲は全項目で1～6

3. 探索的因子分析

江口・戸梶（2006a）による労働価値観測定尺度の因子構造の再現性を確認するために、探索的因子分析（主因子法・プロマックス回転、固有値1以上を基準）を行った。その結果、想定した7因子、すなわち「社会的評価」因子、「職業生活の充実」因子、「社会への貢献」因子、「同僚への貢献」因子、「経済的報酬」因子、「達成感」因子、「所属組織への貢献」因子が抽出され、因子構造の再現性が確認された（表3）。また、下位尺度得点間の相関係数を表4に示す。すべての項目が主因子に対して0.50以上の負荷量を示したことに加えて、複数の因子に0.30以上の負荷量を示した項目もなく、共通性が最も低い項目でも0.34であることから、労働価値観測定尺度の7因子構造は安定的であることが示唆された。また、信頼性係数 α も0.82～0.94であり、十分に高い内の一貫性が確認できた。

4. 下位尺度得点による二次因子分析

検証的因子分析を行うモデルを設定するために、労働価値観測定尺度の7下位尺度得点を用いて二次因子分析を行った。固有値1以上を基準に主因子法・プロマックス回転で因子分析を行ったところ、2因子が抽出された（表5）。第1因子は「社会への貢献」「所属組織への貢献」「同僚への貢献」「達成感」、第2因子は「経済的報酬」「社

表3 労働価値観測定尺度の探索的因子分析(主因子法・プロマックス回転)

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5	F 6	F 7	共通性
「社会的評価」因子 (α=.940)								
wv 4 自分の知識や技能について、他の人々からほめられるために働くこと	.893	.014	-.033	.073	-.031	.015	-.165	.715
wv 9 他の人々から注目されるために働くこと	.874	-.054	-.091	.004	-.039	.026	.054	.735
wv 2 多くの人に注目し、尊敬してもらうために働くこと	.826	-.023	.065	.034	-.016	-.062	-.076	.623
wv 7 重要な人物として認められるために働くこと	.825	.056	.055	.014	-.022	-.176	.008	.650
wv18 他の人々から認められるために働くこと	.808	.012	.052	-.009	-.042	-.003	.040	.690
wv22 自分のやった仕事を、他の人々に認めてもらうために働くこと	.787	.024	-.081	-.004	-.055	.095	.019	.648
wv16 高い地位と名声を得るために働くこと	.746	-.021	.027	-.074	.095	-.091	.115	.618
wv26 自分の仕事が高い評価を受けるために働くこと	.734	.098	.009	-.014	.071	-.021	.023	.643
wv33 自分の仕事のすばらしさを評価してもらうために働くこと	.682	-.028	.003	.004	.038	.137	.006	.563
「職業生活の充実」因子 (α=.918)								
wv 1 自分自身の成長のために働くこと	-.057	.837	.007	-.039	-.030	-.065	.015	.614
wv 3 自分の能力を開発するために働くこと	.056	.823	-.021	-.022	-.012	-.099	.002	.612
wv15 人間として成長するために働くこと	-.094	.790	.042	.051	-.013	-.036	.002	.605
wv17 仕事において新しいことを学び続けるために働くこと	-.085	.729	-.036	.080	-.071	.102	.016	.578
wv25 自分の能力を高めるために働くこと	.054	.699	.035	.008	-.004	.125	-.130	.602
wv 6 技能向上や新技術習得のために働くこと	.011	.696	-.009	.042	.057	.005	.018	.530
wv21 自分の能力を発揮するために働くこと	.072	.670	.003	-.025	-.007	.161	-.028	.606
wv 8 自分の能力を生かすために働くこと	.183	.658	.021	-.059	-.062	.025	.000	.546
wv32 自分の心を豊かにするために働くこと	-.065	.571	.037	.050	.140	.151	-.042	.480
wv23 教育や経験を生かすために働くこと	.062	.503	-.071	-.033	-.015	.128	.060	.335
「社会への貢献」因子 (α=.914)								
wv10 社会の人々を助けるために働くこと	.006	-.012	.898	.035	.031	-.099	-.004	.755
wv 5 社会のために働くこと	-.035	.054	.867	-.075	-.029	-.196	.122	.711
wv27 社会の幸福と平和のために働くこと	-.036	-.054	.817	.084	.043	.027	-.059	.655
wv19 社会の人々の役に立つ人間になるために働くこと	.018	.072	.747	-.038	-.021	.100	.006	.682
wv34 世の中をもっとよいところにするために働くこと	-.032	.034	.726	.033	-.042	.076	.018	.644
wv24 社会の人々の役に立っていると思うために働くこと	.153	-.088	.650	-.035	.001	.296	-.099	.593
「同僚への貢献」因子 (α=.881)								
wv12 同僚の役にたつために働くこと	-.063	.086	.015	.861	.042	-.092	.003	.718
wv20 同僚を援助するために働くこと	-.009	.070	-.011	.860	-.028	-.005	-.087	.680
wv29 同僚の役に立つ人間になるために働くこと	.024	-.030	.019	.815	.011	-.015	.100	.774
wv36 同僚を助けているという気持ちをもつために働くこと	.193	-.186	.016	.569	-.018	.186	.087	.578
「経済的報酬」因子 (α=.824)								
wv13 よい生活をするのに十分な賃金をかせぐために働くこと	.092	.059	-.047	.003	.837	-.092	.031	.780
wv30 多くの収入を得るために働くこと	.115	.022	-.013	-.042	.825	-.060	.036	.765
wv37 人並みの生活ができるくらいの収入を得るために働くこと	-.181	-.099	.047	.046	.706	.232	-.105	.462
「達成感」因子 (α=.826)								
wv28 自分の持っている力を「すべて出しきった」と思うために働くこと	-.026	.173	-.085	.024	-.012	.698	.125	.663
wv35 仕事において何かをやりとげたという感じをもつために働くこと	.000	.180	.046	-.096	.019	.676	.034	.620
wv11 「精いっぱい働いた」という感じをもつために働くこと	-.072	.106	.009	.044	.082	.637	.043	.523
「所属組織への貢献」因子 (α=.821)								
wv31 所属する組織に自分を捧げるために働くこと	.029	-.082	-.054	.046	-.057	.124	.750	.634
wv38 所属する組織のために力を尽くしていると実感するために働くこと	.042	-.066	.029	-.058	.029	.277	.687	.677
wv14 仕事を通して所属する組織へ貢献するために働くこと	-.066	.132	.174	.120	-.010	-.153	.666	.654

因子間相関	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5	F 6	F 7
F 1	1						
F 2	.358	1					
F 3	.274	.481	1				
F 4	.269	.257	.524	1			
F 5	.327	.183	-.064	-.009	1		
F 6	.376	.500	.445	.389	.077	1	
F 7	.419	.267	.516	.567	.088	.412	1

表4 労働価値観測定尺度の下位尺度得点間相関係数

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 5	F 6	F 7
F 1	1						
F 2	.582***	1					
F 3	.361***	.342***	1				
F 4	.171***	.128**	.306***	1			
F 5	.473***	.451***	.280***	-.048	1		
F 6	.268***	.370***	.296***	.012	.501***	1	
F 7	.306***	.460***	.391***	.059	.532***	.572***	1

***: p < .001 ** : p < .01

注 F 1 : 職業生活の充実 F 2 : 達成感 F 3 : 社会的評価 F 4 : 経済的報酬
F 5 : 社会への貢献 F 6 : 同僚への貢献 F 7 : 所属組織への貢献

会的評価」が高い負荷量を示したが、「職業生活の充実」は両方の因子に同程度の負荷量を示し、両因子間には比較的強い相関が見られた。次に、第3因子の固有値が0.85であったこと、および江口・戸梶(2005)の議論を踏まえて因子数を3に固定し、主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った(表6)。第1因子として愛他的価値志向に相当する「所属組織への貢献」「同僚への貢献」「社会への貢献」、第2因子として内的価値志向に相当する「職業生活の充実」「達成感」、第3因子として外的価値志向に相当する「経済的報酬」「社会的評価」が抽出され、労働価値観を3要因から捉えようとする理論的フレームワーク(江口・戸梶, 2005)に合致した。また、第1因子と第2因子間には比較的強い相関が見られたが、第3因子と両因子間の相関は弱かった。なお、因子数を4に固定した場合についても検討したが、第4因子はいずれの項目も高い負荷量を示さなかったことから、上記のフレームワークが支持されたと考えられる。

5. 構造方程式モデリングによる検証的因子分析

江口・戸梶(2005, 2006a)および前項までの分析結果を踏まえて、労働価値観測定尺度の因子的妥当性を検証するために5つのモデルを設定した。モデル1はすべての項目が労働価値観に負荷することを想定した1因子モデルである(図1)。モデル2は江口・戸梶(2006a)で抽出された7因子を統合する因子として労働価値観を想定した7因子モデルである(図2)。モデル3は抽出された7因子間に相関関係を想定した7因子斜交モデルである(図3)。モデル4は同じ7因子の上位因子として「内的価値志向」「外的価値志向」「愛他的価値志向」の3因子を想定し、さらにその上位因子の労働価値観がそれらの3因子から構成されると想定した高次因子分析モデルである(図4)。モデル5は上位3因子(内的価値志向, 外的価値志向, 愛他的価値志向)間に相関関係を想定した高次因子分析斜交モデルである(図5)。なお、紙面の都合上、各分析モデルの誤差変数の記載は省略したが、分析時には当然それらを含めて分析を行ったことを断っておく。これら5つのモデルについて、検証的因子分析による適合度の検討を行った(表7)。

図中に示した各モデルのパス係数は、7因子斜交モデルの「経済的報酬」-「社会への貢献」、「経済的報酬」-「同僚への貢献」、「経済的報酬」

表5 労働価値観測定尺度の二次因子分析(固有値1を基準)

	F 1	F 2
社会への貢献	.823	-.138
所属組織への貢献	.754	-.039
同僚への貢献	.739	-.141
達成感	.508	.284
職業生活の充実	.378	.377
経済的報酬	-.259	.622
社会的評価	.215	.480

因子間相関	F 1	F 2
F 1	1	
F 2	.517	1

表6 労働価値観測定尺度の二次因子分析(因子数を3に固定)

	F 1	F 2	F 3
所属組織への貢献	.852	-.104	.069
同僚への貢献	.755	-.066	-.035
社会への貢献	.582	.295	-.202
職業生活の充実	-.126	.986	.031
達成感	.289	.459	.063
経済的報酬	-.131	.019	.630
社会的評価	.292	.076	.461

因子間相関	F 1	F 2	F 3
F 1	1		
F 2	.579	1	
F 3	.266	.346	1

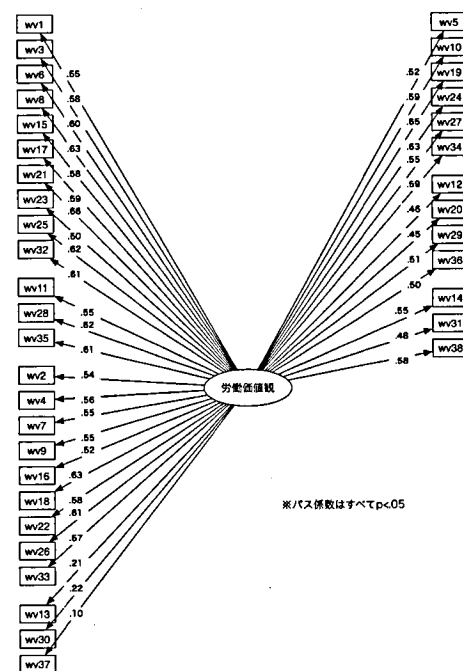


図1 モデル1: 1因子モデル

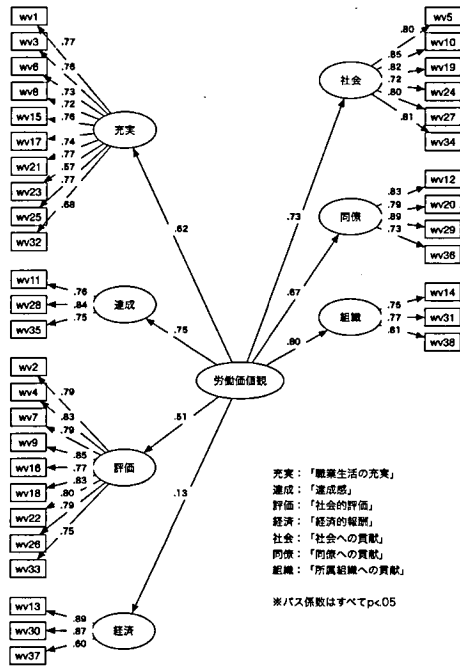


図2 モデル2：7因子モデル

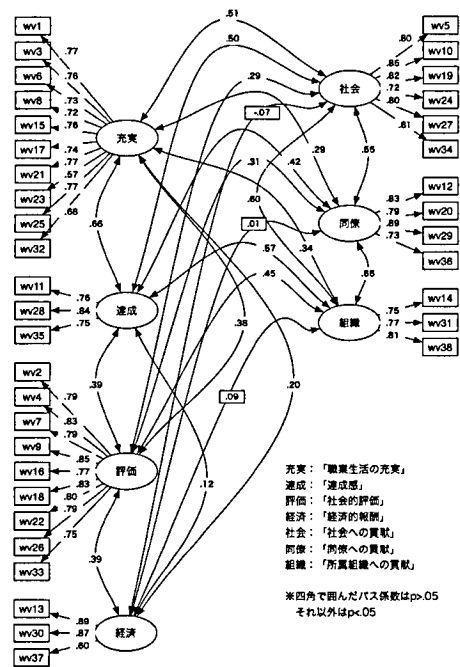


図3 モデル3：7因子斜交モデル

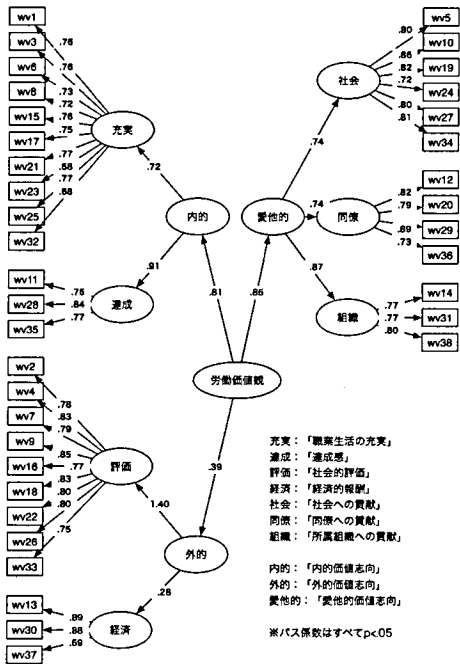


図4 モデル4：高次因子分析モデル

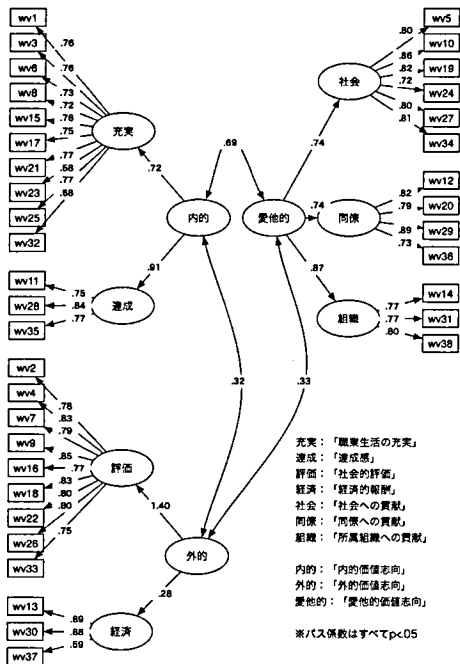


図5 モデル5：高次因子分析斜交モデル

表7 検証的因子分析の適合度指標

モデル	χ^2	df	p	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC
モデル1	9766.300	665	.000	.372	.301	.433	.147	9918.300
モデル2	2440.812	658	.000	.816	.793	.889	.065	2606.812
モデル3	2149.444	644	.000	.835	.810	.906	.061	2343.444
モデル4	2258.308	655	.000	.827	.804	.900	.062	2430.308
モデル5	2258.308	655	.000	.827	.804	.900	.062	2430.308

注 モデル1：1因子モデル モデル2：7因子モデル モデル3：7因子斜交モデル
 モデル4：高次因子分析モデル モデル5：高次因子分析斜交モデル

「所属組織への貢献」間の3つのパス以外はすべて $p < 0.05$ で有意であった。 χ^2 検定ではすべてのモデルで「構成されたモデルが適合的である」とする帰無仮説が棄却された。GFI, AGFIは7因子斜交モデルが最も高く (GFI=0.835, AGFI=0.810), 7因子モデル, 高次因子分析モデル, 高次因子分析斜交モデルもほぼ同程度の値であった。CFIも7因子斜交モデルが最も高く (CFI=0.906), 次いで高次因子分析モデル, 高次因子分析斜交モデルも同程度であった。また, RMSEAは7因子斜交モデル, 高次因子分析モデル, 高次因子分析斜交モデル, 7因子モデルの順に低い値であった。AICは7因子斜交モデルが最も低く, 相対的に最も当てはまりのよいモデルであった。以上の結果を総合すると7因子斜交モデルが最も適合的なモデルと判断された。

考 察

本研究は, 筆者らが進めている労働価値観測定尺度開発の一環として, 尺度の因子的妥当性について検討を行ったものである。探索的因子分析および下位尺度得点を用いた二次因子分析の結果と, これまでに行ってきた検討結果 (江口・戸根, 2005, 2006a) を考慮して5つのモデルを設定し, 構造方程式モデリングによる検証的因子分析を行った。

1. 労働価値観測定尺度の因子的妥当性

分析モデルは, ①1因子モデル (図1), ②7因子モデル (図2), ③7因子斜交モデル (図3), ④高次因子分析モデル (図4), ⑤高次因子分析斜交モデル (図5) の5モデルである。Jaccard & Wan (1996) は様々な研究者によって提案されている適合度指標を①推定された共分散行列と標本共分散行列の関連から規定される適合度指標 (例えばGFI), ②①ではパラメータが多くなるのに伴い適合度が高くなってしまふ点を補正した適合度指標 (例えばRMSEA), ③妥当性を検証しているモデルと独立モデルの適合度を比較する適合度指標 (例えばCFI) の3種に分類し, これら3種の指標すべてを判断に用いることを勧めている。また, これらの指標によって採用するモデルの候補を絞り込んだ後, 最終的にAICが最小のモデルを採用することがよい (豊田, 1992) とされること

から, 本研究ではこれらの提案に従い, モデルの適合度の指標として χ^2 値, GFI, AGFI, CFI, RMSEA, AICを取り上げ, 比較・検討を行った (表7)。

χ^2 検定ではすべてのモデルで「構成されたモデルが適合的である」とする帰無仮説が棄却された。 χ^2 検定は, モデルとデータのズレを確率的に評価しようとする最も基本的且つ重要な評価基準 (朝野・鈴木・小島, 2005) ではあるが, 結果が標本数に敏感に依存すること, すなわち標本数が大きくなると検出力も高くなることから多くのモデルは棄却されてしまう (Jaccard & Wan, 1996; 豊田, 1998) という二律背反的な特徴がある。朝野・鈴木・小島 (2005) は, 標本数100未満を小標本, 200程度を中標本, 500以上を大標本として区分し, 小標本では χ^2 検定で棄却されないこと, 中標本, 大標本では χ^2 検定で棄却されても各種適合度指標の値で判断することが必要, との判断基準を示している。本研究の標本数は636であり, 上記の区分に従うならば大標本に該当することから, この結果のみからモデルの適合について判断することは困難であると考えられる。一方, 標本数にあまり影響を受けない (豊田, 1998) とされるGFI, AGFIは, いずれのモデルもそのモデルが適合的と判断される一応の目安の0.9 (朝野・鈴木・小島, 2005; 豊田, 1992) に満たなかった。観測変数が多いモデルは, それだけで適合が悪くなる傾向があるため, 構造方程式モデリングでは観測変数を30以内に抑えることが望ましいとされる (豊田, 1998)。本研究では観測変数が38と30を超えていたことが, 十分な適合度が得られなかった原因のひとつになった可能性が考えられる。また, CFIの目安は0.9もしくは0.95とされている (朝野・鈴木・小島, 2005)。本研究では7因子斜交モデル (CFI=0.906), 高次因子分析モデル (CFI=0.900), 高次因子分析斜交モデル (CFI=0.900) が0.9を超えており, 一定の基準はクリアしたと考えられる。RMSEAについては, 0.08以下であれば高い適合度であるが, 0.10以上であればモデルを棄却すべき (山本・小野寺, 2002), あるいは0.05以下であれば良好, 0.1以上であればNG, その間はグレーゾーン (朝野・鈴木・小島, 2005; 豊田, 1998) といった判断の基準が示されている。7因子モデル (RMSEA=0.065), 7因子斜

交モデル (RMSEA=0.061), 高次因子分析モデル (RMSEA=0.062), 高次因子分析斜交モデル (RMSEA=0.062) についてはほぼ基準をクリアしたと考えられる。RMSEAは観測変数が増えても、そのために適合度が悪くなるのが少なく (豊田, 2000), 本研究のように観測変数が多い場合には重視される指標である。また, AICは相対的なモデルの良さを表す指標であり (山本・小野寺, 2002), 複数の指標によって採用するモデルの候補を絞り込んだ後, AICが最小のモデルを採用することがよいとされる (豊田, 1992)。したがって, 以上の適合度指標を総合的に判断すると, 7因子斜交モデル, 高次因子分析モデル, 高次因子分析斜交モデルがほぼ同等の適合度を示したが, このうちAICが最も小さい, 労働価値観測定尺度の7因子間に相関関係を想定した7因子斜交モデルが最も適合的なモデルであると判断された。なお, 7因子斜交モデルにおいて有意でない共分散のパスを削除してもモデルの適合度指標はほとんど変化しなかった。以上の結果から, 探索的因子分析によって構成された7因子, 38項目の労働価値観測定尺度の因子の妥当性は検証できたと考えられる。

表7および図1～5に示す検証的因子分析の結果を見るかぎり, 7因子の上位概念として「内的価値志向」「外的価値志向」「愛他的価値志向」を導入した高次因子分析モデルおよび高次因子分析斜交モデルは, ①適合度指標を総合的に鑑みて, 7因子斜交モデルよりも適合度がわずかに低い (GFI, AGFI, CFI, RMSEAの差は0.01以下), ②検証的因子分析から得られたパラメータの一部に不適解が生じた, といった理由から最もふさわしいモデルとはならなかった。しかし, 江口・戸梶 (2005) で議論したように, 労働価値観は3つの側面, すなわち「内的価値志向」「外的価値志向」「愛他的価値志向」から構成される概念であることが先行研究から想定され, 心理学に隣接する領域を専攻している社会人大学院生4名による概念チェックでもこのフレームワークが支持された (江口・戸梶, 2006a)。また, 表6に示した二次因子分析の結果からもその理論的なフレームワークが妥当であることが示唆された。一方で, 江口・戸梶 (2006a) の分析では, 外的価値志向の下位概念と想定された「社会的評価」と「経済的報

酬」のみにおいて中高年層よりも若年層でより重視される, という年代による違いが認められた。不適解には様々な原因があるとされるが (狩野, 1998), 高次因子を想定したモデルにおける「外的価値志向」から「社会的評価」へのパスの不適解は, この年代による違いが一因であることが推察された。

そこで, モデルに高次因子を導入することが不適切であるのかを改めて検討するために, 不適解が生じたモデル4, モデル5について年代ごとに再分析を行った。その結果, 20歳代の群ではn数が少ないため適合度は低いものの, 不適解は生じなかった。不適解の原因としては, ①標本変動, ②識別性, ③モデル不適合などが挙げられる (狩野, 1998)。20歳代の群に関しては不適解が生じなかったことから, 標本変動がその原因のひとつと考えられた。つまり, 年代により「社会的評価」「経済的報酬」の重みが異なるため, 全年代を合算したデータによる分析では不適解が生じたのではないかと推測された。したがって, 「社会的評価」「経済的報酬」の上位概念として「外的価値志向」を潜在変数として組み入れたモデルが, 必ずしも不適切とは言えないことが示唆された。今後, さらにデータを蓄積し, モデルへの上位3概念の導入の是非についての検討を継続していくことが必要であろう。

2. 今後の展望

本研究において検討したモデルはいずれも十分な適合度指標が示されたとは言い難く, モデル適合度を改善するための様々な方法も検討されている (星野・岡田・前田, 2005)。しかし, 適合度を上げることを目的にモデルに手を加えることは本末転倒であり, 実質科学的な意味が認められない, 内容的妥当性の低いモデルが構成される恐れもある (南風原, 2002; 豊田, 1998)。むしろ, 十分な理論的検討を踏まえて構成されたモデルは, たとえ望ましい適合度指標が得られなかったとしても, そのことだけでモデルを放棄する必要はなく, モデル探索の末に高い適合度を達成したモデルよりも有益な知見を提供することも多い (豊田, 1998)。モデルを修正し適合度を高めることが, 本来の研究の目的を達成する上でどういう意味を持ちうるのか, 適合度を高めることよりも

重要なことがあるのではないかといった視点から、冷静に判断されなければならない(南風原, 2002)。

また、構成概念妥当性の検証は、その構成概念についてより多くを学び、その関係性についての新たな予測の構築と検証を繰り返す、長期的で常に現在進行形のプロセス (Fayers & Machin, 2000) であり、「ここまでやれば妥当性の検証は十分」というものではない。構成概念の一側面である因子的妥当性についても同様に、7因子斜交モデルに関する因子的妥当性は本研究によって支持されたが、上位3概念を想定した高次因子分析モデルの妥当性についても継続的に検討を進めていくことが必要であろう。

さらに最も重要な課題は、当初の目的である労働者の職業生活への適応を支援するためのツールとして、労働価値観測定尺度を用いることが本当に妥当であるのかを検討していかなければならない点である。尺度の妥当性検証のプロセスとは、最終的にはそれを用いる目的に対して妥当であることを証明するプロセスでもある (Carmines & Zeller, 1979; Fayers & Machin, 2000)。労働価値観測定尺度によって、労働者の行動が理解できるのか、適応的・不適応的行動を説明できるのか、究極的には労働者の適応を支援できるツールであるのか問われる。

引用文献

- 安部幸志 2000 介護負担感尺度作成における問題点の提示 日本健康心理学会第13回大会発表論文集, 60.
- Adkins, C. L., & Naumann, S. E. 2001 Situational constraints on the achievement-performance relationship: A service sector study. *Journal of Organizational Behavior*, 22, 453-465.
- 朝野熙彦・鈴木督久・小島隆矢 2005 入門共分散構造分析の実際 東京: 講談社
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. 1979 *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, Calif.: Sage Publications. (水野欽司・野嶋栄一郎 (訳) 1983 テストの信頼性と妥当性 東京: 朝倉書店)
- Cronbach, L. J. 1951 Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- 江口圭一 2003 職域集団のストレスサーーストレイン関係に与える「労働価値観」のモデレータとしての効果 - 努力-報酬不均衡モデルの新たな視点 - (未公開) 東亜大学大学院総合学術研究科修士論文
- 江口圭一・岩田昇 2004 労働ストレスの調整要因としての労働価値観の検討 日本健康心理学会第17回大会発表論文集, 126-127.
- 江口圭一・戸梶亜紀彦 2004 ストレス研究の歴史的概観-労働ストレス研究の新しい視点を目指して 広島大学マネジメント研究, 4, 195-208.
- 江口圭一・戸梶亜紀彦 2005 労働価値観測定尺度開発のための展望 広島大学マネジメント研究, 5, 147-152.
- 江口圭一・戸梶亜紀彦 2006a 労働価値観測定尺度の開発(その1) 日本グループ・ダイナミックス学会第53回大会論文集, 156-157.
- 江口圭一・戸梶亜紀彦 2006b 労働価値観測定尺度の開発(その2) - 組織市民行動との関連から見た尺度の妥当性 - 産業・組織心理学会第22回大会発表論文集, 77-80.
- Fayers, P. M., & Machin, D. 2000 *Quality of life: Assessment, analysis and interpretation*. Chichester: John Wiley & Sons. (福原俊一・数間恵子 (監訳) 2005 QOL評価学: 測定, 解析, 解釈のすべて 東京: 中山書店)
- Feldt, L. S., & Brennan, R. L. 1989 Reliability. In R. L. Linn (Ed.) *Educational measurement*. 3rd ed. New York: American Council on Education. Pp.105-146.
- 南風原朝和 2002 モデル適合度の目標適合度: 観測変数の数を減らすことの是非を中心に行動計量学, 29(2), 160-166.
- 星野崇宏・岡田謙介・前田忠彦 2005 構造方程式モデリングにおける適合度指標とモデル改善について: 展望とシミュレーション研究による新たな知見 行動計量学, 32(2), 209-235.
- Jaccard, J., & Wan, C. K. 1996 *LISREL approaches to interaction effects in multiple regression*. Thousand Oaks, Calif.: Sage Publications.
- 狩野裕 1998 不適解の原因と処理: 探索的因子分析 大阪大学人間科学部紀要, 24, 303-

327.

- 古谷野直・柴田博・芳賀博・須山靖男 1989 PGC
モラルスケールの構造：最近の改訂作業がも
たらしたもの 社会老年学, 29, 64-74.
- Messick, S. 1989 Validity. In R. L. Linn (Ed.)
Educational measurement. 3rd ed. New York:
American Council on Education. Pp.13-103.
- 村上宣寛 1993 最新コンピュータ診断性格テス
ト－ここでは測れるのか－ 東京：日刊工業
新聞社
- 村上宣寛 2006 心理尺度のつくり方 京都：北
大路書房
- 村上宣寛・村上千恵子 2001 主要5因子性格検
査ハンドブック 東京：学芸図書
- 村上宣寛・村上千恵子 2004 臨床心理アセスメ
ントハンドブック 京都：北大路書房
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. 1994 *Psychometric
theory*. 3rd ed. New York: McGraw-Hill.
- 芝祐順 1979 因子分析 (第2版) 東京：東京
大学出版会

- 豊田秀樹 1992 SASによる共分散構造分析 東
京：東京大学出版会
- 豊田秀樹 1998 共分散構造分析 (入門編)－共
分散構造方程式モデリング－ 東京：朝倉書
店
- 豊田秀樹 2000 共分散構造分析 (応用編)－共
分散構造方程式モデリング－ 東京：朝倉書
店
- 山本嘉一郎・小野寺孝義 (編著) 2002 Amosに
よる共分散構造分析と解析事例 (第2版)
京都：ナカニシヤ出版
- 吉田富二雄 1994 心理尺度の信頼性と妥当性
堀洋道・山本真理子・松井豊 (編) 心理尺
度ファイル－人間と社会を測る－ 東京：垣
内出版 Pp.621-635.
- 吉田富二雄 2001 信頼性と妥当性－尺度が備え
るべき基本的条件 堀洋道 (監修)・吉田富二
雄 (編) 心理測定尺度集2 東京：サイエ
ンス社 Pp.436-453.

(2006年11月30日受付)
(2006年12月21日受理)