

期待行動のプロセス・モデルの 構築とその有効性の検証(IV)

坂 下 昭 宣

目 次

- I モティベーション・パラダイムのレビュー
- II 期待行動のプロセス・モデルの構築 (以上, 前々号)
- III モデルの有効性の検証のための仮説の特定化 (以上, 前々号)
- IV 仮説検証のための概念の操作化と調査デザイン (以上, 前号)
- V 期待モデルの有効性の検証 (特定仮説の検証) (以上, 一部本号, 一部次号)
- VI 検証結果の理論的・実践的含意

V 期待モデルの有効性の検証 (特定仮説の検証)

1. インディケータの信頼性の検討と概念または次元の操作的定義

本章では期待型組織行動の仮説を検証するが, こうした仮説検証を行なう前に, 前章で先験的に選択したさまざまなインディケータがそれぞれの概念を適切に測定しているか否かを経験的データによって検討しておかなければならない。こうした作業は, 通常その概念のインディケータを因子分析することによって行なうことができる。そして, こうした作業の後で, それぞれの概念またはその次元を, 因子分析の結果最終的に選択したインディケータによって操作的に定義しておくことが必要である。本節では, 以上の一連の作業をそれぞれの概念ごとに行なうことにする。

(1) 期待型モチベーション (MOTIVA)

われわれは、期待型モチベーションのインディケータとして、1つの (E→P) 期待、9つの (P→O_i) 期待、ならびに9つの報酬誘意性を選択した。最初にこうしたインディケータの平均値と標準偏差を示すことにするが、逆尺度のスケールをもつインディケータ、すなわち (E→P) 期待については前もって順尺度に修正しておかなければならない。また、期待のスケールは質問票では5点リカート尺度にしていたが、期待は主観確率であるから0以

表13 期待型モチベーション・インディケータの平均値と標準偏差

インディケータ	管理者データ			従業員データ		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
(E→P) 期待 EPEXPE	0.68	0.20	167	0.65	0.25	410
(P→O ₁) 期待 POEXP 1	0.64	0.17	174	0.62	0.19	411
(P→O ₂) 期待 POEXP 2	0.66	0.16	174	0.64	0.17	411
(P→O ₃) 期待 POEXP 3	0.59	0.15	175	0.59	0.16	411
(P→O ₄) 期待 POEXP 4	0.79	0.14	175	0.74	0.16	411
(P→O ₅) 期待 POEXP 5	0.67	0.16	175	0.62	0.15	409
(P→O ₆) 期待 POEXP 6	0.56	0.18	174	0.48	0.19	410
(P→O ₇) 期待 POEXP 7	0.57	0.18	175	0.50	0.19	410
(P→O ₈) 期待 POEXP 8	0.56	0.18	175	0.49	0.18	410
(P→O ₉) 期待 POEXP 9	0.68	0.15	175	0.61	0.16	410
報酬誘意性 1 VALEN 1	4.40	0.61	174	4.45	0.64	411
報酬誘意性 2 VALEN 2	4.24	0.63	174	4.26	0.65	411
報酬誘意性 3 VALEN 3	4.02	0.72	175	4.18	0.70	412
報酬誘意性 4 VALEN 4	4.31	0.65	174	4.26	0.63	407
報酬誘意性 5 VALEN 5	4.39	0.60	174	4.25	0.66	411
報酬誘意性 6 VALEN 6	4.10	0.75	175	4.26	0.72	411
報酬誘意性 7 VALEN 7	3.98	0.72	174	4.20	0.75	411
報酬誘意性 8 VALEN 8	3.74	0.82	174	3.55	0.87	412
報酬誘意性 9 VALEN 9	4.05	0.72	174	3.85	0.71	411

(1) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正済。

(2) 期待のインディケータは0.25きざみ (min. 0, max. 1) に変換済。

上1以下の値でなければならない。そこで、こうした点についても、前もって尺度変換を行なっておく必要がある。ここでは、0.25きざみのリカート尺度 (min. 0, max. 1) に変換しておくことにする。次の表13は、こうした修正や変換後の平均値と標準偏差を示している。

次に、期待型モチベーションの計算は管理者、従業員のそれぞれについて期待行動のプロセス・モデルの定義式 $(E \rightarrow P) \sum [(P \rightarrow O_i) (V_i)]$ に従って行なうので、以上に示したインディケータのすべてを使用する。

(2) 遂行、欠勤、離職

表14に遂行、欠勤、離職のインディケータの平均値と標準偏差を示すことにするが、欠勤と離職のインディケータはスケールの方向が逆尺度であるの

表14 遂行、欠勤、離職インディケータの平均値と標準偏差(管理者データ)

インディケータ	平均値	標準偏差	N	インディケータ	平均値	標準偏差	N
(全部門)				資金回収率			
生産性				PERFS 5	3.06	0.54	77
PERFT 1	3.26	0.67	165	顧客サービス			
経費節減				PERFS 6	2.95	0.52	80
PERFT 2	2.94	0.70	165	経費節減			
(生産部門)				PERFS 7	2.78	0.65	80
生産高				営業部門の全般的な			
PERFP 1	3.34	0.91	61	目標達成度			
生産性				PERFS 8	3.22	0.74	80
PERFP 2	3.22	0.76	61	(研究開発部門)			
品質				新製品開発			
PERFP 3	3.09	0.62	61	PERFR 1	3.07	0.85	40
労災防止				新技術開発			
PERFP 4	3.13	0.82	61	PERFR 2	3.02	0.83	40
工程・作業条件改善				特許件数			
PERFP 5	3.20	0.79	60	PERFR 3	3.05	0.90	40
製造原価の低減				経費節減			
PERFP 6	3.31	0.78	61	PERFR 4	2.85	0.57	40
生産部門の全般的な				学界への貢献			
目標達成度				PERFR 5	2.65	0.93	38
PERFP 7	3.27	0.68	61	実用新案件数			
(営業部門)				PERFR 6	3.00	0.77	38
販売高				研究開発部門の全般的な			
PERFS 1	3.30	0.92	79	目標達成度			
売上利益				PERFR 7	3.20	0.89	39
PERFS 2	3.12	0.86	79	(全部門)			
市場占有率				欠勤率			
PERFS 3	3.01	0.79	79	ABSENC	2.78	0.61	167
新市場開拓				離職率			
PERFS 4	2.86	0.74	79	TURNOV	2.73	0.63	166

(1) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正済。

で、まずこれらを順尺度に修正する。表14は、逆尺度のインディケータを順尺度に修正した後の平均値と標準偏差である。

遂行、欠勤、離職のインディケータはそれぞれを単独で使用する。したがって、因子分析を行なって単一のインデックスを作ることはしない。

(3) 職務満足

まず、表15に職務満足インディケータの平均値と標準偏差を示すことにする。

表15に示したインディケータは、われわれが先験的に選択した4つの満足次元、すなわち、(1)仕事自体への満足 (SATID 1)、(2)対人関係への満足 (SATID 2)、(3)待遇への満足 (SATID 3)、ならびに(4)組織への満足 (SATID 4) に経験的に集約するはずである。それを検討するには因子分析を

表15 職務満足インディケータの平均値と標準偏差

インディケータ	管理者データ			従業員データ		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
仕事達成の機会 SATI 01	3.69	0.61	175	3.54	0.73	409
仕事自体 SATI 02	3.76	0.62	175	3.47	0.72	412
仕事上の責任 SATI 03	3.74	0.68	174	3.55	0.65	411
仕事を通じた自己の進歩 SATI 04	3.45	0.71	174	3.28	0.79	412
意思決定の方法 SATI 05	3.16	0.72	174	3.11	0.69	411
上司からの信任 SATI 06	3.66	0.63	175	3.46	0.60	411
上司との関係 SATI 07	3.68	0.63	174	3.51	0.69	410
社内の人間関係 SATI 08	3.64	0.54	175	3.52	0.67	411
作業条件や仕事条件 SATI 09	3.35	0.74	175	3.11	0.82	411
給与 SATI 10	3.12	0.77	175	2.82	0.82	412
業績評価の方法 SATI 11	3.13	0.67	175	2.92	0.67	409
社内での地位 SATI 12	3.38	0.69	175	3.16	0.63	412
会社の政策や経営方針 SATI 13	3.16	0.69	173	3.01	0.73	410
会社の社会的イメージ SATI 14	3.29	0.83	175	3.36	0.81	411
社内のコミュニケーション SATI 15	3.20	0.67	174	3.02	0.72	411

行なえばよい。次の表16と表17はそれぞれ、管理者データと従業員データについて因子軸のバリマックス回転を行なった後での因子分析の結果を示している。

ここでは、管理者データ、従業員データのそれぞれについて固有値が1以上の因子を抽出している（以下、本稿では、因子分析はすべて固有値が1以上の因子のみを抽出する）。まず、管理者データの因子分析では、固有値1以上の因子が3つ抽出された。その結果は、先験的な予想とはやや乖離するものである。第1因子に高い因子負荷量を示したインディケータは、(1)仕事達成の機会、(2)仕事自体、(3)仕事上の責任、(4)仕事を通じた自己の進歩という仕事関連の4インディケータと、当初先験的には対人関係への満足に属すると考えていた2インディケータ（上司からの信任、上司との関係）である。この第1因子は「仕事自体への満足」を含意すると考えられるが、後2者の

表16 職務満足インディケータの因子負荷量（管理者データ）

インディケータ	第1因子	第2因子	第3因子
仕事達成の機会	0.552*	0.153	0.046
仕事自体	0.744*	0.026	0.195
仕事上の責任	0.652*	0.241	0.207
仕事を通じた自己の進歩	0.503*	0.033	0.240
意思決定の方法	0.209	0.513*	0.429
上司からの信任	0.648*	0.264	- 0.117
上司との関係	0.629*	0.410	- 0.229
社内の人間関係	0.468	0.335	0.084
作業条件や仕事条件 給 与	0.231 0.144	0.374 0.670*	0.080 0.024
業績評価の方法	0.211	0.715*	0.164
社内での地位	0.165	0.611*	0.069
会社の政策や経営方針	0.145	0.509*	0.312
会社の社会的イメージ	0.071	0.493	0.289
社内のコミュニケーション	0.114	0.308	0.742*
固有値	5.192	1.877	1.191
累積寄与率(%)	34.6	47.1	55.1

(1) サンプル・サイズは N=173.

(2) ※ は因子負荷量が相対的に高いことを示す(0.5以上).

表17 職務満足インディケータの因子負荷量(従業員データ)

インディケータ	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子
仕事達成の機会	0.787*	0.090	0.166	0.068
仕事自体	0.772*	0.246	0.165	0.129
仕事上の責任	0.689*	0.082	0.239	- 0.002
仕事を通じた自己の進歩	0.546*	0.345	- 0.055	0.150
意思決定の方法	0.078	0.552*	0.203	0.413
上司からの信任	0.320	0.533*	0.278	- 0.135
上司との関係	0.149	0.795*	0.212	0.063
社内の人間関係	0.240	0.672*	0.039	0.160
作業条件や仕事条件	0.192	0.339	0.408	0.291
給与	0.232	0.003	0.669*	0.298
業績評価の方法	0.179	0.248	0.710*	0.202
社内での地位	0.076	0.170	0.800*	0.059
会社の政策や経営方針	0.145	0.231	0.215	0.673*
会社の社会的イメージ	0.104	- 0.171	0.143	0.789*
社内のコミュニケーション	- 0.034	0.378	0.133	0.696*
固有値	5.022	1.609	1.163	1.021
累積寄与率(%)	33.5	44.2	52.0	58.8

(1) サンプル・サイズは N=409.

(2) ※ は因子負荷量が相対的に高いことを示す(0.5以上).

インディケータが第1因子に高い因子負荷量を示した点については次のような理論的根拠が考えられる。おそらく、管理者の場合は仕事と対人関係（それも上司との関係）が不可分であり、仕事の成功的遂行は上司からの信任や上司との相互作用を不可欠の前提とし、また逆に仕事の成功的遂行は上司からの信任や相互作用の円滑化をもたらすという双方向的な関係があると推測できるのである。したがって、第1因子は「上司との関係を含めた」仕事自体への満足と考えるべきである。第2因子に高い因子負荷量をもつインディケータは、(1)給与、(2)業績評価の方法、(3)社内での地位の3インディケータと、(4)意思決定の方法、(5)会社の政策や経営方針の2インディケータである。第2因子を「待遇への満足」を含意する因子と考えれば、前3者がとくに高い因子負荷量をもつ点は説明がつく。これに対して、後者の2インディケータが第2因子に相対的に高い因子負荷量を示した理論的根拠はほとんどなく、

また前3者に比較すると因子負荷量も低い。したがって、第2因子は待遇への満足を含意する因子と考え、前3者のインディケータのみをその構成インディケータとして選択すべきである。第3因子に高い因子負荷量を示したインディケータは社内でのコミュニケーションのみである。この因子は、「組織への満足」を含意する因子であろう。

他方、従業員データについては、われわれの先験的な次元選択と因子分析の結果はよく一致している。第1因子への因子負荷量が高いインディケータは、仕事関連の4インディケータである。それゆえ、第1因子は「仕事自体への満足」を含意する因子とみることができる。しかも、こうした因子に高い因子負荷量を示す4インディケータは、管理者データでも因子負荷量が高いので信頼性は高いと考えられる。第2因子に高い因子負荷量をもつインディケータは、(1)意思決定の方法、(2)上司からの信任、(3)上司との関係、(4)社内の人間関係である。それゆえ、第2因子は「対人関係への満足」を含意する因子と考えられるが、(1)の意思決定の方法は先験的には第1因子に属すると考えられていたインディケータである。これを第2因子に含める理論的な根拠はないので、第2因子からは（そして、むしろ第1因子からも）除外すべきであると考えられる。第3因子への因子負荷量が高いインディケータは、(1)給与、(2)業績評価の方法、(3)社内での地位である。それゆえ、第3因子は「待遇への満足」を含意している因子とみることができる。ただ、当初先験的にこの次元に属すると考えられた「作業条件や仕事条件」というインディケータの因子負荷量は低いので、この因子の構成インディケータからは除外すべきである。第4因子への因子負荷量が高いインディケータは(1)会社の政策や経営方針、(2)会社の社会的イメージ、(3)社内でのコミュニケーションであり、先験的な次元と完全に一致する。それゆえ、第4因子は「組織への満足」を含意する因子である。

以上を要約すると以下ようになる。われわれは、因子分析の結果を考慮に入れて、職務満足の次元ならびにインディケータを最終的に次のように選

択する。まず、管理者については、(1)仕事自体への満足（インディケータ：仕事達成の機会、仕事自体、仕事上の責任、仕事を通じた自己の進歩、上司からの信任、上司との関係）、(2)待遇への満足（インディケータ：給与、業績評価の方法、社内での地位）、(3)組織への満足（インディケータ：社内のコミュニケーション）の3次元を選択する。他方、従業員については、因子分析の結果最終的に選択した次元ならびにインディケータは、先験的な選択とほとんど変わらない。意思決定の方法というインディケータを仕事自体への満足の構成インディケータから除外した点、および作業条件や仕事条件というインディケータを待遇への満足の構成インディケータから除外した点だけがその修正点である。

(4) 疎 外

最初に、疎外インディケータの平均値と標準偏差を示すことにするが、自己疎隔の1インディケータである天職感の喪失（ALIEN 8）は逆尺度であるので先にこれを順尺度に修正する。表18は、順尺度に修正後の平均値と標準偏差である。

表18 疎外インディケータの平均値と標準偏差（従業員データ）

インディケータ	平均値	標準偏差	N
主体性発揮の困難度 ALIEN 1	1.86	0.93	411
能力発揮の困難度 ALIEN 2	1.93	0.94	412
仕事の意味の理解困難度 ALIEN 3	1.54	0.76	412
社会・職場規範の否定 ALIEN 4	2.47	0.93	404
同僚との友情感の喪失 ALIEN 5	1.65	0.81	412
社会的孤立感 ALIEN 6	2.06	1.04	412
仕事の生き甲斐感の喪失 ALIEN 7	2.33	1.13	411
天職感の喪失 ALIEN 8	2.72	1.19	408

(1) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正済。

次に、こうしたインディケータが、われわれが理論的に選択した疎外の5つの次元、すなわち、(1)無力感 (ALIED 1), (2)無意味感 (ALIED 2), (3)無規範性 (ALIED 3), (4)孤立感 (ALIED 4), ならびに(5)自己疎隔 (ALIED 5) に経験的に集約するか否かを因子分析によって検討する。次の表19は、因子軸のバリマックス回転後の因子負荷量を示している。

表19 疎外インディケータの因子負荷量(従業員データ)

インディケータ	第1因子	第2因子
主体性発揮の困難度	0.700*	- 0.183
能力発揮の困難度	0.676*	- 0.078
仕事の意味の理解困難度	0.594	0.030
社会・職場規範の否定	0.602*	0.138
同僚との友情感の喪失	0.525	0.375
社会的孤立感	0.519	0.459
仕事の生き甲斐感の喪失	0.404	0.130
天職感の喪失	- 0.128	0.836*
固有値	2.459	1.060
累積寄与率 (%)	30.7	44.0

(1) サンプル・サイズは N=404.

(2) ※ は因子負荷量が相対的に高いことを示す(0.6以上).

(3) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正済.

因子分析の結果は、意外にもわれわれの先験的な次元選択とはかなり乖離したものである。すなわち、因子分析の結果は、天職感の喪失以外のインディケータが第1因子に集約される傾向のあることを示している。こうした場合、インディケータの選択には2つの方法があり得る。第1は、天職感の喪失以外のインディケータをすべて、同一の次元を測定しているものと考える方法である。第2は、因子負荷量の基準をより高くおいたうえで、さらにそれでも残存するインディケータのなかから先験的に選択していたインディケータがより多く含まれる側のインディケータのみを選択する方法である。後者の方法は、因子分析の結果を生かしながら、同時に理論的にも意味のあるインディケータを選択しようとする方法である。われわれは、因子分析の結

果のみをみて、理論的には異なる次元を測定する（と先験的に考えていた）インディケータを安易に選択するのは危険であると考えているので後者の第2の方法を採用する。

そうすると、第1因子に高い因子負荷量をもっているインディケータは(1)主体性発揮の困難度、(2)能力発揮の困難度、(3)社会・職場規範の否定の3つであるが、前2者は先験的には無力感という次元のインディケータであり、(3)のインディケータより因子負荷量も高い。それゆえ、第1因子は無力感を含意する因子と考え、前2者のインディケータのみを選択する。他方、第2因子は問題なく「自己疎隔」を含意する因子と考えることができ、その構成インディケータとして天職感の喪失を選択する。

(5) 同一化 (IDENTI)

表20は、同一化の3つのインディケータについて、それぞれの平均値と標準偏差を示したものである。

表20 同一化インディケータの平均値と標準偏差(従業員データ)

インディケータ	平均値	標準偏差	N
組織との連帯感 IDEND 1	4.10	0.66	412
組織への支持 IDEND 2	3.95	0.80	412
成員間の類似性の知覚 IDEND 3	3.47	0.71	411

同一化は3次元概念であるが、それぞれの次元は上の表に示したように単一のインディケータから構成されている。したがって、もし因子分析によってこうした3つのインディケータが単一の因子に集約するなら、同一化 (IDENTI) のインデックスを作ることができる。こうした点を検討するために因子分析を行なった。その結果は、表21に示している。

表21によれば、因子分析の結果抽出された因子は単一であり、しかも3つ

表21 同一化インディケータの因子負荷量
(従業員データ)

インディケータ	第1因子
組織との連帯感	- 0.827*
組織への支持	- 0.776*
成員間の類似性の知覚	- 0.590*
固有値	1.635
累積寄与率 (%)	54.5

- (1) サンプル・サイズは N=411.
 (2) ※ は因子負荷量が相対的に高いことを示す(絶対値が0.59以上).

のインディケータはともにこうした因子への因子負荷量が高い。それゆえ、3つのインディケータを合成することによって、同一化のインデックスを作ることができる。なお、因子が単一なので因子軸をバリマックス回転させても意味がない。したがって、表21の因子負荷量は因子軸の回転前の分析結果である。

(6) パーソナリティ要因

パーソナリティ要因は、理論的には(1)複雑性統合能力 (PERSD 1), (2)あいまい性許容度 (PERSD 2), (3)権威拒絶度 (PERSD 3), ならびに(4)個人主義選好度 (PERSD 4) という4次元から構成される。次の表22は、管

表22 パーソナリティ・インディケータの平均値と標準偏差

インディケータ	管理者データ			従業員データ		
	平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
複数職務の同時併行的遂行能力 PERS 01	3.32	1.09	175	3.03	1.17	412
複数情報の統合能力 PERS 02	3.72	0.89	175	3.95	0.84	412
非定型的職務の遂行能力 PERS 03	3.75	0.95	174	3.47	1.16	412
困難な問題の解決能力 PERS 04	3.82	0.96	175	3.61	1.07	412
低成功確率許容度 PERS 05	3.45	1.14	175	3.43	1.23	411
遂行あいまい性許容度 PERS 06	2.00	0.85	175	1.85	0.91	413
命令拒絶度 PERS 07	2.70	0.91	175	2.50	1.10	413
指示拒絶度 PERS 08	2.67	1.01	175	※	※	※
自我の独立性 PERS 09	2.61	1.10	175	2.29	1.08	413
個人単位の仕事の選好度 PERS 10	2.64	0.99	173	2.93	1.11	413

- (1) ※ は質問票回収後にインディケータのスケールの方向の印刷ミスを発見し、データの信頼性が疑わしいので除外している。

理者データと従業員データについて上のそれぞれの次元を構成するインディケータの平均値と標準偏差を示している。

次に、こうしたパーソナリティ・インディケータを経験的データを使って因子分析した時に、それらが上述の先験的次元に集約するか否かを検討することにする。次の表23と表24はそれぞれ、管理者データと従業員データについて因子軸をバリマックス回転した後の因子負荷量を示している。

2つの表を比較してみればわかるように、管理者データと従業員データとでは、分析結果にやや相異がある。管理者データでは、非定型的職務の遂行能力と困難な問題の解決能力の2インディケータが、第1因子に対して高い因子負荷量をもっている。それゆえ、第1因子は「複雑性統合能力」を含意する因子と考えられる。こうした点は先験的な予想と一致しているが、意外なのは複雑性統合能力の構成次元と先験的には考えられていた他の2インディケータ（複数職務の同時併行的遂行能力、ならびに複数情報の統合能力）が第1因子に低い因子負荷量しかもっていない点である（むろん、他の第2、第3因子への因子負荷量は低い）。非定型的職務の遂行能力というインディ

表23 パーソナリティ・インディケータの因子負荷量(管理者データ)

インディケータ	第1因子	第2因子	第3因子
複数職務の同時併行的遂行能力	0.468	0.354	- 0.069
複数情報の統合能力	0.072	- 0.014	- 0.477
非定型的職務の遂行能力	0.874 [※]	- 0.058	0.199
困難な問題の解決能力	0.582 [※]	0.319	- 0.191
低成功率許容度	0.219	0.453	0.006
遂行あいまい性許容度	- 0.143	0.540 [※]	0.394
命令拒絶度	- 0.030	0.034	0.270
指示拒絶度	0.093	0.201	0.388
自我の独立性	0.076	0.325	0.145
個人単位の仕事の選好度	- 0.372	- 0.048	0.058
固有値	2.261	1.638	1.121
累積寄与率 (%)	22.6	39.0	50.2

(1) サンプル・サイズは N=173.

(2) ※ は因子負荷量が相対的に高いことを示す(0.5以上).

表24 パーソナリティ・インディケータの因子負荷量(従業員データ)

インディケータ	第1因子	第2因子	第3因子
複数職務の同時併行的遂行能力	0.653 [※]	- 0.002	0.220
複数情報の統合能力	0.178	- 0.577	- 0.292
非定型的職務の遂行能力	0.768 [※]	0.275	0.010
困難な問題の解決能力	0.631 [※]	- 0.307	- 0.038
低成功確率許容度	0.352	0.485	- 0.077
遂行あいまい性許容度	0.104	0.285	0.729 [※]
命令拒絶度	- 0.016	0.655 [※]	0.022
指示拒絶度	※※	※※	※※
自我の独立性	0.225	- 0.260	0.726 [※]
個人単位の仕事の選好度	- 0.268	0.175	0.348
固有値	1.811	1.508	1.062
累積寄与率 (%)	20.1	36.9	48.7

(1) サンプル・サイズは N=411.

(2) ※ は因子負荷量が相対的に高いことを示す(0.6以上).

(3) ※※ は質問票回収後にインディケータのスケールの方向の印刷ミスを発見し、データの信頼性が疑わしいので因子分析の項目から除外している.

ケータの因子負荷量がとくに高い点を考えると、こうした第1因子が含意している能力は、「複雑性統合」ともむろん関連はするがそれよりも管理者に必須の「適応的な問題解決」の意味あいが濃い能力なのかも知れない。第2因子への因子負荷量が比較的高いインディケータは遂行あいまい性許容度である。したがって、第2因子は「あいまい性許容度」と考えられる。第3因子に高い因子負荷量をもつインディケータはない。それゆえ、第3因子は除外する。

他方、従業員データでは、第1因子に高い因子負荷量をもつインディケータは、管理者データの因子分析の結果選択した2インディケータ(非定型的職務の遂行能力、ならびに困難な問題の解決能力)と、複数職務の同時併行的遂行能力である。したがって、従業員の場合には、第1因子が含意している能力は「複雑性統合」という意味あいが管理者の場合よりやや強くなる。第2因子への因子負荷量が高いインディケータは命令拒絶度である。それゆえ、この因子は「権威拒絶度」を表わす因子と考えられる。第3因子に高い

因子負荷量をもつインディケータは、遂行あいまい性許容度と自我の独立性の2つである。しかし、こうした2インディケータは先験的には別々の次元の構成インディケータと考えられていたものである。ただ、各インディケータに対応する質問項目やそのスケール自体は本稿では示していないが、両インディケータには「気になる、または気にならない」という共通した表現がある。それゆえ、両インディケータは、われわれの当初の意図とは逆に同じ次元（あいまい性許容度）を測定しているのかも知れない。しかし、こうした点は可能性としては残るが決定的な証拠には欠けるので、第3因子は除外しておくのが安全であるだろう。

以上を要約すると次のようになる。管理者については、パーソナリティの次元として最終的に、(1)複雑性統合能力（インディケータ：非定型的職務の遂行能力，困難な問題の解決能力），(2)あいまい性許容度（インディケータ：遂行あいまい性許容度）を選択する。他方、従業員については最終的に、(1)複雑性統合能力（インディケータ：複数職務の同時併行的遂行能力，非定型的職務の遂行能力，困難な問題の解決能力），(2)権威拒絶度（インディケータ：命令拒絶度）を選択する。

以上では、概念のなかのあるものについて、先験的に選択したインディケータが適切にその概念または次元を測定しているか否かを因子分析によって検討してきた。最後に、そうした概念または次元を、因子分析の結果最終的に選択したインディケータで操作的に定義しておくことにする。それは、次の表25（管理者），ならびに表26（従業員）に示される。なお、各インディケータを単独で使用するものについては、操作的定義を与える必要はないのでこうした表には記載していない。

以上のような操作的定義を行なった概念または次元について、管理者、従業員ごとの平均値と標準偏差を示したのが次の表27である。

表25 概念または次元の操作的定義(管理者)

概 念	次 元	操 作 的 定 義
期待型 モチベーション MOTIVA	(単一次元)	$EPEXPE * (POEXP1 * VALEN1 + POEXP2 * VALEN2 + POEXP3 * VALEN3 + POEXP4 * VALEN4 + POEXP5 * VALEN5 + POEXP6 * VALEN6 + POEXP7 * VALEN7 + POEXP8 * VALEN8 + POEXP9 * VALEN9)$
職務満足	仕事自体への満足 SATID 1 待遇への満足 SATID 3 組織への満足 SATID 4	SATI01+SATI02+SATI03+SATI04+ SATI06+SATI07 SATI10+SATI11+SATI12 SATI15
パーソナリティ要因	複雑性統合能力 PERSD 1 あいまい性許容度 PERSD 2	PERS 03+PERS 04 PERS 06

- (1) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正したものとして操作的定義を行なっている。
(2) 遂行、欠勤、ならびに離職については、各インディケータを単独使用するのでこの表からは省略している。それぞれのインディケータ・リストを参照せよ。

表26 概念または次元の操作的定義(従業員)

概 念	次 元	操 作 的 定 義
期待型モチベーション MOTIVA	(単一次元)	(管理者に同じ)
職務満足	仕事自体への満足 SATID 1 対人関係への満足 SATID 2 待遇への満足 SATID 3 組織への満足 SATID 4	SATI01+SATI02+SATI03+SATI04 SATI06+SATI07+SATI08 (管理者に同じ) SATI13+SATI14+SATI15
疎 外	無力感 ALIED 1 自己疎隔 ALIED 5	ALIEN 1+ALIEN 2 ALIEN 8
同 一 化 IDENTI	(単一インデックス)	IDEND 1+IDEND 2+IDEND 3
パーソナリティ要因	複雑性統合能力 PERSD 1 權威拒絶度 PERSD 3	PERS 01+PERS 03+PERS 04 PERS 07

- (1) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正したものとして操作的定義を行なっている。

表27 概念または次元の平均値と標準偏差

概 念	次 元	管 理 者			従 業 員		
		平均値	標準偏差	N	平均値	標準偏差	N
期待型 モチベーション	(単一次元)	16.53	7.17	162	14.92	7.43	395
職 務 満 足	仕事自体への満足	21.98	2.79	172	13.87	2.18	408
	対人関係への満足	※	※	※	10.49	1.55	409
	待遇への満足	9.63	1.75	175	8.90	1.71	409
	組織への満足	3.20	0.67	174	9.39	1.76	409
疎 外	無力感	※	※	※	3.78	1.53	411
	自己疎隔	※	※	※	2.72	1.19	408
同 一 化	(単一インデックス)	※	※	※	11.52	1.60	411
パーソナリティ要因	複雑性統合能力	7.56	1.64	174	10.12	2.47	412
	あいまい性許容度	2.00	0.85	175	※	※	※
	権威拒絶度	※	※	※	2.50	1.10	413

(1) ※ は操作的定義が行われなかったことを示す。

(2) 期待型モチベーションと待遇への満足は、従業員より管理者のほうが平均値が高い。それ以外の概念については、両者間で操作的定義が異なるので直接の比較は無意味である。表25と表26を参照せよ。

2. 期待型モチベーションの構造

ここでは、期待型モチベーションの構造について2種類の分析を行なう。第1は、管理者や従業員が、期待行動のプロセス・モデルが仮定する(E→P)期待、(P→O_i)期待、ならびに報酬誘意性(V_i)をそれぞれ差別的にもっているか否かの分析である。第2は、理論的に考え得る期待型モチベーションの定義式のなかで、われわれが図5で先験的に定義した(E→P) Σ [(P→O_i)(V_i)]がもっとも高い経験的妥当性をもっているか否かの分析である。前者は仮説1-aの検証を意味し、後者は仮説1-bの検証を意味している。

(1) 仮説1-aの検証

仮説1-aは、管理者や従業員が(E→P)期待、(P→O_i)期待、ならびに誘意性(V_i)をそれぞれ差別的にもっているとの仮説である。こうした仮説を検証するには、さまざまな期待や誘意性を一緒に因子分析にかけてみて、

そこから (E→P) 期待, (P→O_i) 期待, ならびに誘意性をそれぞれ差別的に抽出できるか否かをみればよい。次の表28と表29は, 管理者と従業員のそれぞれについて, 期待ならびに誘意性を因子分析した結果を示している (固有値1以上の因子を抽出, バリマックス回転後の因子負荷量)。

まず管理者の分析結果をみると, 第1因子に高い因子負荷量をもつインディケータは「社会的・経済的安定」, 「昇給」, 「昇進」への期待であり, 第2因子に高い因子負荷量をもつインディケータはそれらの誘意性である。した

表28 期待と誘意性の因子負荷量(管理者データ)

期待・誘意性のインディケータ	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	第5因子	第6因子
(E→P) 期待	0.201	-0.151	0.292	-0.127	0.285	0.044
(P→O ₁) 期待 (個人的成長・発展)	0.486	0.058	0.208	0.551*	-0.149	0.151
(P→O ₂) 期待 (自律的思考・行動)	0.369	0.025	0.126	0.693*	-0.065	0.230
(P→O ₃) 期待 (同僚との人間関係)	0.096	0.048	0.199	0.132	0.193	0.865*
(P→O ₄) 期待 (職務の達成感)	0.016	0.001	0.753*	0.317	0.023	0.003
(P→O ₅) 期待 (尊敬)	0.326	0.144	0.670*	-0.057	-0.032	0.327
(P→O ₆) 期待 (社会的・経済的安定)	0.810*	0.056	0.065	0.014	-0.006	0.284
(P→O ₇) 期待 (昇給)	0.859*	-0.071	0.222	0.142	0.159	-0.096
(P→O ₈) 期待 (昇進)	0.859*	-0.020	0.218	0.168	0.138	-0.032
(P→O ₉) 期待 (影響力の増大)	0.331	-0.011	0.634*	0.149	0.118	0.103
誘意性1 (個人的成長・発展)	-0.045	0.239	0.152	0.672*	0.336	-0.076
誘意性2 (自律的思考・行動)	0.081	0.301	0.005	0.595*	0.408	-0.002
誘意性3 (同僚との人間関係)	0.104	0.254	-0.038	0.039	0.736*	0.198
誘意性4 (職務の達成感)	0.036	0.146	0.124	0.212	0.712*	0.022
誘意性5 (尊敬)	0.097	0.427	0.450	-0.029	0.392	-0.276
誘意性6 (社会的・経済的安定)	-0.136	0.666*	0.066	0.137	0.139	0.011
誘意性7 (昇給)	-0.102	0.820*	-0.108	0.198	0.159	0.076
誘意性8 (昇進)	0.176	0.873*	0.032	-0.003	0.041	0.041
誘意性9 (影響力の増大)	0.380	0.436	0.193	0.207	0.282	-0.111
固有値	5.202	2.811	1.213	1.202	1.074	1.001
累積寄与率 (%)	27.4	42.2	48.6	54.9	60.5	65.8

(1) サンプル・サイズは N=167。

(2) ※ は因子負荷量が相対的に高いことを示す (0.55以上)。

(3) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正済。

表29 期待と誘意性の因子負荷量(従業員データ)

期待・誘意性のインディケータ	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子	第5因子
(E→P) 期待	0.338	0.108	0.094	0.067	- 0.067
(P→O ₁) 期待 (個人的成長・発展)	0.761*	0.120	- 0.075	0.161	- 0.092
(P→O ₂) 期待 (自律的思考・行動)	0.736*	0.150	- 0.166	0.204	- 0.092
(P→O ₃) 期待 (同僚との人間関係)	0.549*	0.134	0.290	- 0.014	- 0.024
(P→O ₄) 期待 (職務の達成感)	0.689*	- 0.017	0.071	0.002	0.189
(P→O ₅) 期待 (尊敬)	0.536*	0.323	0.298	- 0.025	0.061
(P→O ₆) 期待 (社会的・経済的安定)	0.171	0.789*	0.066	- 0.016	- 0.049
(P→O ₇) 期待 (昇給)	0.132	0.887*	0.006	0.013	- 0.017
(P→O ₈) 期待 (昇進)	0.205	0.869*	0.003	0.087	0.025
(P→O ₉) 期待 (影響力の増大)	0.525*	0.507	0.149	- 0.030	0.059
誘意性 1 (個人的成長・発展)	0.093	0.039	0.143	0.787*	0.153
誘意性 2 (自律的思考・行動)	0.099	- 0.007	0.047	0.796*	0.163
誘意性 3 (同僚との人間関係)	0.080	- 0.094	0.802*	0.006	0.091
誘意性 4 (職務の達成感)	0.117	0.017	0.395	0.541*	0.100
誘意性 5 (尊敬)	0.115	0.071	0.665*	0.323	0.171
誘意性 6 (社会的・経済的安定)	0.043	- 0.087	0.074	0.138	0.741*
誘意性 7 (昇給)	- 0.137	- 0.104	0.090	0.169	0.777*
誘意性 8 (昇進)	0.025	0.205	0.195	0.087	0.655*
誘意性 9 (影響力の増大)	0.075	0.267	0.547*	0.250	0.192
固有値	4.462	2.793	1.561	1.132	1.050
累積寄与率 (%)	23.5	38.2	46.4	52.4	57.9

(1) サンプル・サイズは N=407.

(2) ※ は各インディケータについて因子負荷量が最大で、かつ大きさが0.5以上であることを示す.

(3) 逆尺度のインディケータは順尺度に修正済.

がって、第1因子、第2因子はそれぞれ、「待遇への期待」、「待遇の誘意性」であるといえる。こうした第1因子と第2因子については、管理者の(P→O_i)期待と誘意性は完全に分離していることがわかる。しかも、すでに行なった管理者の職務満足の因子分析の結果(表16)でも、近似的なインディケータ構成をもつ「待遇への満足」が第2因子として抽出されているので、管理者が「待遇」への期待と誘意性を差別的にもつとの上記の分析結果は非常に信頼

性が高い。管理者の期待型モチベーション構造の1つの特徴は、昇給や昇進を中心とした「待遇」への期待や誘意性であり、他方「待遇への職務満足」がこうした期待型モチベーションを支えていると考えることができる。

次に、第3因子以降の因子は構造がやや複雑である。第3因子、第5因子、ならびに第6因子はともに、 $(P \rightarrow O_i)$ 期待と誘意性の分離という点では完全であるが、それぞれの構成インディケータをみると、期待因子に完全に対応している誘意性の因子はない。これらの因子には、仕事関連のインディケータの一部（「職務の達成感」と対人関係のインディケータが錯綜的に含まれている。したがって、これらの因子は、意味のうえからは $(P \rightarrow O_i)$ 期待と誘意性にむしろ分離していないといわなければならない。次に、第4因子は $(E \rightarrow P)$ 期待と誘意性の双方のインディケータの因子負荷量が高い。しかし、インディケータの意味のうえでは、 $(P \rightarrow O_i)$ 期待と誘意性が完全に対応している（「個人的成長・発展」、ならびに「自律的思考・行動」）。同一報酬についての $(P \rightarrow O_i)$ 期待と誘意性が同一因子に高い因子負荷量をもつということは、こうした報酬への期待と誘意性の相関が高いということである。したがって、管理者は、「個人的成長・発展」や「自律的思考・行動」への期待と誘意性を同時にもっているといえるのである。こうした点は、管理者の期待型モチベーションの構造の第2の特徴であるといえるだろう。

最後に、 $(E \rightarrow P)$ 期待は、どの因子に対しても因子負荷量が低い。このことは、 $(E \rightarrow P)$ 期待が管理者の期待型モチベーションの分散を説明するうえでは必ずしも比重が高くはないが、それはまた $(P \rightarrow O_i)$ 期待や誘意性とも独立していることを含意しているのである。

他方、従業員の分析結果をみれば、われわれの仮説1-aが非常に強く支持されていることがわかる。まず、第1因子に高い因子負荷量をもつインディケータはすべて $(P \rightarrow O_i)$ 期待であって、「個人的成長・発展」、「自律的思考・行動」、「職務の達成感」という仕事自体への期待と、「同僚との人間関係」、「尊敬」、「影響力の増大」という対人関係への期待であり、とくに前者

の因子負荷量が高い。したがって、第1因子は「仕事自体・対人関係への期待」とみることができる。こうした ($P \rightarrow O_i$) 期待に対応する誘意性の因子は、第3因子と第4因子である。前者は、「同僚との人間関係」、「尊敬」、ならびに「影響力の増大」というインディケータの因子負荷量が高く、「対人関係の誘意性」とみることができる。後者は、「個人的成長・発展」、「自律的思考・行動」、ならびに「職務の達成感」というインディケータの因子負荷量が高いので、「仕事自体の誘意性」といえる。

次に、第2因子と第5因子は完全な対応因子である。前者は「社会的・経済的安定」、「昇給」、ならびに「昇進」という待遇への期待であり、後者はこうした待遇の誘意性である。

このように、従業員の期待型モチベーションの構造は、仕事自体、対人関係、待遇という報酬ごとに ($P \rightarrow O_i$) 期待と誘意性がほぼ完全に分離独立している点が大きな特徴である。このことはまた、前に行なった従業員の職務満足の因子分析の結果(表17)とも明確な対応関係をもっている。すなわち、表17で明らかになったように、従業員は「仕事自体への満足」、「対人関係への満足」、ならびに「待遇への満足」をこの大きさの順で職務満足の次元としてもっているのである。したがって、従業員の場合は、期待型モチベーションと職務満足の構造がほぼ完全に対応しているわけで、表17と表29に示した分析結果のそれぞれの信頼性が高いばかりでなく、期待モデルの構造自体の有効性(期待型モチベーションを期待と誘意性で定義することの有効性)も高いといわなければならない。

最後に、管理者の分析結果と同様に、($E \rightarrow P$) 期待は、以上の5因子とは独立である。したがって、従業員の場合にも、($E \rightarrow P$) 期待は ($P \rightarrow O_i$) 期待や誘意性とは独立であるといえるのである。

(2) 仮説1-bの検証

仮説1-bは、理論的に可能と考えられる期待型モチベーションの構造

表30 2つの期待型モチベーション構造の比較(管理者データ)

遂行変数	(E→P) Σ (P→O _i) との単純相関	(E→P) Σ [(P→O _i) (V _i)] との単純相関	遂行変数	(E→P) Σ (P→O _i) との単純相関	(E→P) Σ [(P→O _i) (V _i)] との単純相関
(全部門)			市場占有率	0.015	0.070
生産性	0.159***	0.182***	新市場開拓	0.244***	0.278***
経費節減	0.206***	0.224***	資金回収率	0.030	0.080
(生産部門)			顧客サービス	0.057	0.111
生産高	-0.023	-0.031	経費節減	0.129	0.152
生産性	-0.127	-0.060	営業部門の全般的な目標達成度	0.165	0.211*
品質	-0.085	-0.055	(研究開発部門)		
労災防止	0.018	-0.042	新製品開発	0.211	0.242
工程・作業条件改善	-0.010	-0.000	新技術開発	-0.026	0.066
製造原価の低減	-0.057	-0.005	特許件数	0.352***	0.390***
生産部門の全般的な目標達成度	-0.110	-0.104	経費節減	0.142	0.125
(営業部門)			学界への貢献	0.009	0.108
販売高	0.059	0.095	実用新案件数	0.485***	0.492***
売上利益	0.016	0.013	研究開発部門の全般的な目標達成度	0.183	0.271*

- (1) 数値は単純相関係数である。
- (2) サンプル・サイズは全部門(N=154~156)、生産部門(N=58)、営業部門(N=66~71)、研究開発部門(N=37~39)である。部門ごとに本来のサンプル・サイズが異なるうえに、欠測値をもつサンプルをペア・ワイズに除去しているため、異なる遂行変数間では一般にサンプル・サイズが異なる点に注意せよ。
- (3) 統計的有意性は P* < 0.10, P*** < 0.05, P**** < 0.01である。

のなかで、 $(E \rightarrow P) \sum [(P \rightarrow O_i) (V_i)]$ というモチベーション構造がもっともよく遂行と相関するとの仮説である。表30は、こうした仮説を検証するために、 $(E \rightarrow P) \sum (P \rightarrow O_i)$ と $(E \rightarrow P) \sum [(P \rightarrow O_i) (V_i)]$ のそれぞれをさまざまな遂行変数と相関させた結果である。2つの期待型モチベーション構造の相異は、端的に言えば報酬誘意性によって重みづけられた期待か、それによって重みづけられていない期待かという点である。そして、われわれの仮説1ーbは、前者のほうがよりよく遂行変数と相関するというものである。なお、ここでの遂行変数は管理者データから得た部門の遂行レベルであり、2つの期待型モチベーションはその部門の管理者のそれである。

2つの期待型モチベーション構造を比較してみると、それぞれの遂行変数との相関は報酬誘意性によって重みづけられた期待、すなわち $(E \rightarrow P)$

$\Sigma [(P \rightarrow O_i) (V_i)]$ のほうがやや相関の程度が大きいといえるだろう。それは、全部門の経費節減や、営業部門ならびに研究開発部門の全般的な目標達成度との相関の有意性レベルに顕著な差があるからである。この意味で、期待型モチベーションの記述としては、われわれの仮説どおりに報酬誘意性によって重みづけられた期待のほうがより妥当性をもつといえるだろう。したがって、今後は期待型モチベーションといえば、報酬誘意性によって重みづけられた期待、すなわち $(E \rightarrow P) \Sigma [(P \rightarrow O_i) (V_i)]$ をさすものとする。