

e-Learning は効果的な教育方法か？

— データ解析 —

西 山 茂

はじめに

前稿 [1] では本学大学院アントレプレナーシップ専攻で平成16年度及び17年度に実施された授業評価アンケート結果を利用して、授業の属性が少数の共通因子によって表現されることを確認した。ところが、それらの共通因子に対する e-Learning の因子負荷は低く、また共通性（回帰分析における決定係数に相当する値）も高くはないことから、e-Learning は授業の総合的魅力を測定する指標として位置づけられるものとは解釈できない点も確認された。このことは、WEB教材のオーサリングツールが多数販売され、マルチメディア化された授業内容を一層容易にサーバーから配信できる状況が整ってきたという事実を顧みると、やや逆説的であるようにも感じられる。本稿の目的は、前稿では分析対象とはしなかった「授業の満足度」の形成メカニズムについて、これまで実施された授業評価アンケートデータから導き出しうる結論を挙げ、e-Learning が教育方法として有効であるための条件について考察することである。

1 開講授業全体のデータ分析

前稿 [1] では開講授業全体を対象として公表されている授業属性ごとの相関行列を用いて、各属性がいかなる共通因子から影響を受けているかを吟味した。そこでは共通因子間の相関を排除することとし因子回転は Varimax 法に

限定したが、この点について更に詳細な計算を行い、次節の共分散構造分析への足がかりとしよう。ここで3因子モデルを採用すると特に平成17年度データについて独自因子の分散が負値となるケースがある。実際、相関行列の固有値をプロットして Scree 検定を行っても、16年度・17年度とも全授業については2因子モデルが適切であると判断される。本稿では共通因子数は2個として分析結果を整理しておこう。

1. 1 平成16年度データ

1. 1. 1 探索的因子分析

平成16年度に開講された全授業から得られる相関行列（前稿 [1] の表4）を対象に無回転の因子分析を行い、次いで Varimax 法, Quartimax 法, Promax 法, Oblimin 法による因子回転を行った場合の因子負荷を比較しているのが表1及び表2である。変数記号は前稿 [1] 表4と同順である。

二つの表を見ると、直交回転 (Varimax, Quartimax), 斜交回転 (Promax, Oblimin) を問わず、ほぼ同一の因子パターンが得られていることがわかる。実際、Oblimin 法によって得られた共通因子の相関係数は0.118となっており、

表1：平成16年度全授業：第1因子負荷

	FACTOR1				
	NONE	Varimax	Quartimax	Promax	Oblimin
PREP	0.7257	0.7351	0.7363	0.7327	0.7338
SLBS	0.4656	0.4710	0.4716	0.4701	0.4706
TALK	-0.0041	0.0906	0.1115	-0.0014	0.0195
BORD	-0.0289	0.0376	0.0524	-0.0272	-0.0125
TEXT	0.7323	0.7415	0.7426	0.7394	0.7404
LECT	0.8246	0.8271	0.8266	0.8323	0.8317
DSCS	0.6641	0.6681	0.6682	0.6704	0.6703
ELRN	0.3547	0.3568	0.3568	0.3581	0.3581
HMWK	0.6139	0.6212	0.6221	0.6198	0.6205

表 2：平成16年度全授業：第 2 因子負荷

	FACTOR2				
	NONE	Varimax	Quartimax	Promax	Oblimin
PREP	0.1333	0.0639	0.0483	0.0329	0.0297
SLBS	0.0783	0.0338	0.0239	0.0139	0.0118
TALK	0.9975	0.9934	0.9913	0.9977	0.9950
BORD	0.6996	0.6992	0.6983	0.7034	0.7016
TEXT	0.1312	0.0611	0.0454	0.0299	0.0266
LECT	0.0655	-0.0130	-0.0304	-0.0485	-0.0519
DSCS	0.0739	0.0106	-0.0035	-0.0179	-0.0208
ELRN	0.0387	0.0049	-0.0026	-0.0103	-0.0118
HMWK	0.1068	0.0481	0.0350	0.0219	0.0192

このことから平成16年度データについては、ほぼ独立 2 因子モデルが当てはまると言ってもよい。

表 1, 2 から明らかなように、第 2 因子は主に TALK と BORD によって測定される「わかりやすさ」、第 1 因子はその他の指標から測定される「準備から課題までを含めた総合的魅力」を表現していると解釈できよう。但し、ここでいう「わかりやすさ」は「聞きやすさ」や「見やすさ」として測定される。モデル 2 及び 3 でいう「わかりやすさ」とは概念が異なるので留意されたい。この結果は前稿 [1] でも整理したところであるが、因子回転の方法によらず安定的に認められる点を確認しておきたい。

1. 1. 2 共分散構造分析

前節の探索的因子分析の結果を踏まえて、図 1 のような潜在変数構造方程式モデルを考える。図中に名称を付けられた長方形が 11 個並んでいるが、これらは授業評価アンケートから得られた観測変数を表す。

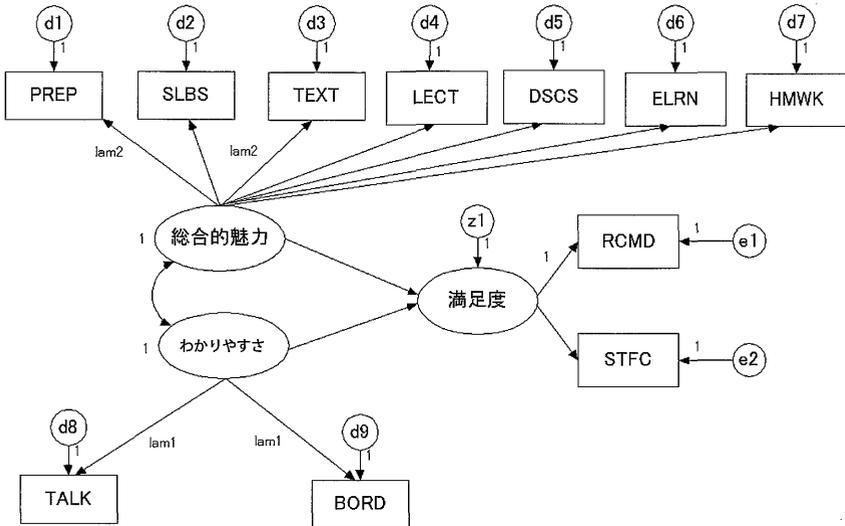


図1：モデル1

各変数の名称は、前稿 [1, pp.27-30] で用いた名称から容易に類推されると思うが、念のために定義を列挙しておく

- PREP：十分な準備？
- SLBS：シラバスに沿っていたか？
- TALK：話し方は明瞭？
- BORD：黒板，OHP，パワーポイントの見やすさ？
- TEXT：教材の効果的使用？
- LECT：授業内容は理解しやすい？
- DSCS：ディスカッションの適切な運営？
- ELRN：e-Learningの活用？
- HMWK：課題は適切？
- RCMD：この授業を薦めたい？
- STFC：この授業に満足？

アンケート質問の具体的な文言は文献 [5], [6] を参照されたい。

長方形で示された観測変数に対して、図中の楕円形は潜在変数を表す。潜在

変数は非観測変数であるが、アンケートに回答する履修者の心理的要因としては作用している。潜在変数は観測可能な指標によって測定される。図1では、授業の「わかりやすさ」が指標 TALK と BORD によって測定されている関係が示されている。更に、変数 TALK には d_8 が、変数 BORD には d_9 が影響しているが、これらは確率的な攪乱項である。観測変数は潜在変数の大小を測定するとはいえ測定誤差が毎回発生すると想定するわけである。変数 d_8 から変数 TALK へ向かう矢印の脇に値 1 が付記されているが、これは

$$\text{TALK} = \lambda_1 \xi_2 + 1d_8 \quad (1)$$

のように攪乱項の尺度単位を被説明変数と合致させるためにその係数を 1 に固定することを示している。この点は通常の回帰分析でも採用されているので馴染みやすいものと思われる。変数名 ξ_2 は潜在変数「わかりやすさ」を示す。¹⁾ また、上式中には定数項が含まれていない。これは変数を中心化 (= 変数の値は偏差で測られるとする) しているためである。本稿の分析には平均構造を含めないで、全ての構造方程式に切片は現れない。更に、潜在変数「わかりやすさ」、「総合的魅力」の左横に数値の 1 が添えられているが、これは潜在変数の測定単位を指定する方法として分散を 1 に固定したものである。分散を固定する代わりに、潜在変数から測定指標へ向かう矢印で表わされる係数のいずれかを数値 1 に固定してもよい。係数を固定すると潜在変数の測定単位はそのパスを示す矢印の頭に対応する観測変数の単位と合致させられることになる。

図1のパス図を方程式体系として記述しておく以下のようなになる。

$$x = A_x \xi + \delta \quad (2)$$

$$y = A_y \eta + \varepsilon \quad (3)$$

$$\eta = \Gamma \xi + \zeta \quad (4)$$

1) 一般に潜在変数構造方程式モデルでは、外生潜在変数は ξ 、内生潜在変数は η で標記されている。観測変数については内生変数を y 、外生変数を x で表すことが多い。

式(2), (3)が測定方程式, (4)が潜在変数の構造方程式に対応する。但し,

$$x = \begin{pmatrix} \text{PREP} \\ \text{SLBS} \\ \text{TALK} \\ \text{BORD} \\ \text{TEXT} \\ \text{LECT} \\ \text{DSCS} \\ \text{ELRN} \\ \text{HMWK} \end{pmatrix} \quad y = \begin{pmatrix} \text{RCMD} \\ \text{STFC} \end{pmatrix} \quad (5)$$

$$\xi = \begin{pmatrix} \xi_1 \text{総合的魅力} \\ \xi_2 \text{わかりやすさ} \end{pmatrix} \quad \eta = (\eta_1 \text{満足度}) \quad (6)$$

$$A_x = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 \\ \lambda_2 & 0 \\ 0 & \lambda_3 \\ 0 & \lambda_4 \\ \lambda_5 & 0 \\ \lambda_6 & 0 \\ \lambda_7 & 0 \\ \lambda_8 & 0 \\ \lambda_9 & 0 \end{pmatrix} \quad A_y = \begin{pmatrix} \lambda_{10} \\ \lambda_{11} \end{pmatrix} \quad (7)$$

$$\Gamma = (\gamma_1 \quad \gamma_2)$$

外生変数および確率的攪乱項の分散共分散については

$$E[\xi\xi'] = \Phi \quad E[\delta\delta'] = \Theta_\delta \quad E[\varepsilon\varepsilon'] = \Theta_\varepsilon \quad E[\zeta\zeta'] = \Psi \quad (8)$$

このように構造方程式を定義する母数は、パス図の矢印と1対1に対応する

係数 Λ_x , Λ_y , Γ および外生変数, 攪乱項の分散から構成されている。
上の構造母数から観測変数の積率行列が以下のように導出される。

$$\begin{aligned} E [xx'] &= \Lambda_x E [\xi\xi'] \Lambda_x + E [\delta\delta'] \\ &= \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} E [xy'] &= E [(\Lambda_x \xi + \delta) (\Lambda_y \eta + \varepsilon)'] \\ &= \Lambda_x \Phi \Gamma' \Lambda_y' \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} E [yy'] &= E [(\Gamma \eta + \zeta) (\Gamma \eta + \zeta)'] \\ &= \Lambda_y (\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) \Lambda_y' + \Theta_\varepsilon \end{aligned} \quad (11)$$

したがって観測変数の分散共分散行列 $\Sigma(\theta)$ は

$$\Sigma(\theta) = \begin{pmatrix} \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta & \Lambda_x \Phi \Gamma' \Lambda_y' \\ \Lambda_y \Gamma \Phi \Lambda_x' & \Lambda_y (\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) \Lambda_y' + \Theta_\varepsilon \end{pmatrix} \quad (12)$$

のように母数 θ によって構造化されることになる。但し, 確率的攪乱項 δ , ε , ζ は相互に, かつ観測変数, 潜在変数と独立と前提する。

共分散構造分析とは, 式(12)と標本共分散行列 S との間に何らかの距離を定義し, その距離を最小化することによって構造母数を推定するというデータ解析方法のことである。

本節と次節では観測変数 y , x の個数をそれぞれ p , q として

$$F(\theta) = \log |\Sigma(\theta)| + \text{tr} [S \Sigma^{-1}(\theta)] - \log |S| - (p + q) \quad (13)$$

を構造母数 θ について最小化する最尤推定を行う。但し, 実際に利用したのは相関行列である。元データが標準化されていると解釈すれば共分散行列と見なせるが, このように取り扱うことには多少の問題点も指摘されている。

表3は平成16年度開講全授業を対象とした推定結果である。表頭「ラベル」で示される列で lam 1, lam 2 と付記されているのは, 推定精度上, 等値制約

で束縛した母数である。この制約を置かなくともほぼこれに近い値が得られる。モデル適合度として頻用されるカイ二乗値は自由度43の下で4.465である。またGFI, AGFIはそれぞれ0.955, 0.931となっており、当てはまりは良好である。

推定結果の中で注目されるのは潜在変数の構造方程式部分であろう。表3によれば、 ξ_1 から η_1 への影響度が0.817であるのに対して、 ξ_2 から η_1 への影響度は-0.003と微弱かつ負値をとっている。もちろん、「わかりやすさ」から「満足度」への効果がマイナスであるのは非合理であるが、この係数は漸近Z値が-0.021であり有意ではない。実際にはプラスに作用するべき要因であるが、平成16年度のデータからは確認できなかったと判断しておくべきであろう。残りの指標から測定される「総合的魅力」から「満足度」へのプラス効果は高度に有意である。その中でe-Learningは総合的魅力の一部として測定されているが、その効果は他の項目と比べて低く、しかも有意とはいえず、授業の総合

表3：モデル1の推定結果：平成16年度

係数	推定値	標準誤差	検定統計量	確率	ラベル
$\eta_1 < - \xi_1$.817	.202	4.055	***	
$\eta_1 < - \xi_2$	-.003	.141	-.021	.983	
PREP < - ξ_1	.714	.171	4.173	***	lam2
DSCS < - ξ_1	.679	.215	3.160	.002	
ELRN < - ξ_1	.341	.239	1.424	.155	
HMWK < - ξ_1	.642	.218	2.937	.003	
SLBS < - ξ_1	.434	.234	1.852	.064	
TEXT < - ξ_1	.714	.171	4.173	***	lam2
LECT < - ξ_1	.856	.194	4.410	***	
BORD < - ξ_2	.836	.172	4.857	***	lam1
TALK < - ξ_2	.836	.172	4.857	***	lam1
RCMD < - η_1	1.000				
STFC < - η_1	1.053	.192	5.499	***	

の魅力の高低とは別の独自の視点からデータが生成されている可能性が強い。ちなみに「総合的魅力 (ξ_1)」と「わかりやすさ (ξ_2)」との間の相関係数は0.111であり、統計的にはほぼ独立に近い。これは前節の探索的因子分析の結果とも符号している。当日の授業がわかりやすいということと、授業全体の魅力とは別の事柄だと認識した上で、授業評価データが形成されていたと思われる。

1. 2 平成17年度データ

1. 2. 1 探索的因子分析

1. 1節と同様の分析を、今度は平成17年度前期に開講された全科目を対象に行ってみる。

結果を整理すると表4, 5のようになる。但し、比較が容易なように類似する因子パターンをもつ共通因子同士を対応付けている。

一瞥して明らかなように因子回転の方法により得られる因子パターンはかなり異なる。実際、Oblimin 法によって得られる共通因子間の相関係数は0.668となっているので回転方法によって結果が異なるのは当然である。とはいえ、斜交回転に属する Promax, Oblimin 法の結果をみると、観測変量の PREP,

表4：平成17年度全授業：第1因子負荷

	FACTOR1				
	NONE	Varimax	Quartimax	Promax	Oblimin
PREP	0.7404	0.6742	0.7487	0.6931	0.6620
SLBS	0.5870	0.6649	0.6005	0.7910	0.7475
TALK	0.6775	0.4817	0.6780	0.3836	0.3747
BORD	0.6534	0.6550	0.6639	0.7229	0.6867
TEXT	0.8037	0.6334	0.8075	0.5700	0.5504
LECT	0.7870	0.3944	0.7787	0.1399	0.1533
DSCS	0.6318	0.1638	0.6171	-0.1709	-0.1381
ELRN	0.6152	0.3698	0.6120	0.2232	0.2248
HMWK	0.8015	0.4101	0.7936	0.1579	0.1704

表5：平成17年度全授業：第2因子負荷

	FACTOR2				
	NONE	Varimax	Quartimax	Promax	Oblimin
PREP	0.2294	0.3824	0.2006	0.1085	0.1562
SLBS	0.3607	0.1807	0.3378	-0.1525	-0.0927
TALK	0.0242	0.4771	-0.0019	0.3468	0.3676
BORD	0.2848	0.2810	0.2593	-0.0141	0.0381
TEXT	0.1139	0.5077	0.0828	0.2979	0.3330
LECT	-0.1984	0.7093	-0.2286	0.7048	0.7011
DSCS	-0.3691	0.7132	-0.3932	0.8455	0.8168
ELRN	-0.0707	0.4966	-0.0944	0.4384	0.4459
HMWK	-0.1906	0.7146	-0.2214	0.7025	0.7001

SLBS, BORD は同じ共通因子を測定しているものと解釈できる。また LECT, DSCS, HMWK はこれとは別の共通因子を測定しているものと判断できる。TALK, TEXT はどちらかといえば前者に近く, ELRN は後者に近い。要約すれば, 平成17年度全授業データに対しても, やはり2因子モデルが当てはまるようである。ただ潜在変数として構成するべき概念は平成16年度とやや異なっていると想定したほうがよい。

1. 2. 2 共分散構造分析

最初に平成16年度に適用したのと同じモデル1を推定した。その結果が表6である。

表6をみると, 指標 TALK, BORD が測定する「わかりやすさ (ξ_2)」が「満足度 (η_1)」に与える影響が僅かな負値となっており, 平成16年度と似た結果となっている。しかし, 残りの指標に対応付けられる「総合的魅力 (ξ_1)」による効果も漸近Z値が0.654に低下しており有意性を失っている。実際, 探索的因子分析の結果を踏まえると, モデル1を平成17年度データに適用することが好ましいとは考えられない。最小カイ二乗値は自由度41の下で11.19だが,

表 6：モデル 1 の推定結果：平成 17 年度

係 数	推定値	標準誤差	検定統計量	確率
$\eta_1 < -\xi_1$	1.117	1.708	.654	.513
$\eta_1 < -\xi_2$	-.317	1.729	-.183	.855
TEXT $< -\xi_1$.771	.215	3.577	***
SLBS $< -\xi_1$.528	.240	2.202	.028
PREP $< -\xi_1$.710	.223	3.189	.001
LECT $< -\xi_1$.808	.211	3.834	***
DSCS $< -\xi_1$.662	.228	2.908	.004
ELRN $< -\xi_1$.612	.233	2.629	.009
HMWK $< -\xi_1$.821	.209	3.927	***
TALK $< -\xi_2$.725	.246	2.942	.003
BORD $< -\xi_2$.648	.247	2.623	.009
RCMD $< -\eta_1$	1.000			
STFC $< -\eta_1$	1.017	.166	6.115	***

GFI, AGFI がそれぞれ 0.875, 0.798 とそれほど良好ではなく, AIC, BIC はそれぞれ 61.19, 211.19 となっている。

そこで複数のモデルを探索した結果, 図 2 のパス図で示されるモデル 2 を採用した。潜在変数と各指標との対応関係は, 前節の探索的因子分析の結果と符合している。

構造方程式モデルとしての定式化は省略しても差し支えはないであろう。最尤推定結果を表 7 に示す。

モデル 2 の適合度は, カイ二乗値が自由度 41 に対して 7.223, GFI, AGFI がそれぞれ 0.927, 0.882 とモデル 1 に比べて向上している。AIC, BIC もそれぞれ 57.223, 207.223 と低下しており, 17 年度データを説明するモデルとしては, モデル 2 の方が優れている。

モデル 2 の推定結果から直ちに分かる点は潜在変数 ξ_1 から満足度 (η_1) への影響が有意ではないことである。測定方程式としては潜在変数と各指標との間に信頼すべき関係があると認められるが, 満足度の形成に対してはわずか

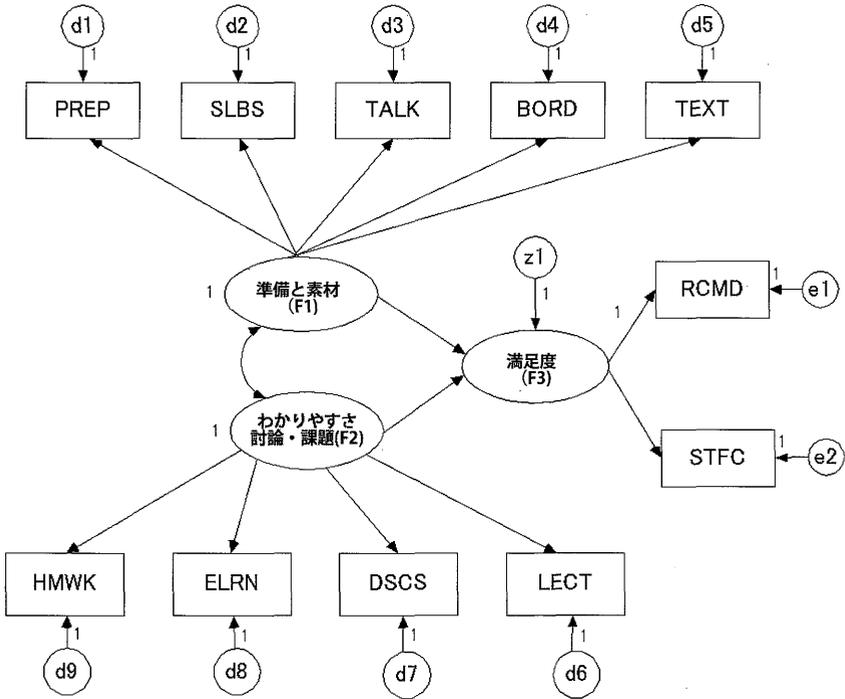


図2：モデル2

な負値となっている。もちろん16年度データと同様の理由から、マイナス効果として受け取る必要はないが、少なくともプラス効果はデータからは確認できない。満足度の形成に直接的に有意な効果を与えているのは潜在変数 ξ_2 のほうであり、それは指標 LECT, DSCS, ELRN, HMWK で測定される。これらの潜在変数 ξ_2 は例えば PREP や TALK とは関連性はないが、 ξ_1 と ξ_2 の間には相関係数で0.868とかなりの正の相関がある。そのため

$$\xi_2 \implies \xi_1 \implies \text{PREP, TALK, ...}$$

のように回答が形成されると解釈される。要約すると、授業の満足に直接に影

表7：モデル2の推定結果：平成17年度

係数	推定値	標準誤差	検定統計量	確率
$\eta_1 < -\xi_1$	-.186	.523	-.355	.723
$\eta_1 < -\xi_2$	1.017	.543	1.874	.061
TALK $< -\xi_1$.691	.230	3.010	.003
PREP $< -\xi_1$.758	.222	3.416	***
SLBS $< -\xi_1$.607	.238	2.546	.011
BORD $< -\xi_1$.693	.229	3.020	.003
TEXT $< -\xi_1$.825	.214	3.864	***
DSCS $< -\xi_2$.690	.225	3.063	.002
ELRN $< -\xi_2$.600	.234	2.561	.010
HMWK $< -\xi_2$.831	.209	3.985	***
LECT $< -\xi_2$.814	.211	3.864	***
RCMD $< -\eta_1$	1.000			
STFC $< -\eta_1$	1.007	.161	6.251	***

響を与えているのは「授業内容が理解しやすい (LECT)」、 「ディスカッションの適切な運営 (DSCS)」、 「e-Learning の効果的活用 (ELRN)」、 「適切な課題 (HMWK)」であって、これらの指標が高いということは ξ_2 が高いことであるから、学生は ξ_1 (= 準備や素材) も良かったと判断する傾向がある。したがって PREP や TALK にも高いスコアをつけるというメカニズムが想定されることになる。観測される結果として、すべての観測変数の間に正の相関が認められるが、なぜそのような相関が生み出されるのかという点に関して、分散構造分析は一つの解釈を与えるわけである。

このように、異なった年度において異なった履修者を対象に授業評価を行うと、全体として異なった概念と方式から回答データが生成されると考えられる。

とはいえ、平成16年度と17年度の結果に共通する点もある。それは BORD と TALK によって測定される潜在変数が「満足度」に直接的な影響を与えることはないという点である。それでは「満足度」に直接的影響を与える因子を最も強く反映する指標は何かといえば、16年度においては LECT と PREP で

あり、17年度には HMWK と LECT である。16年度においても比較的高い係数値を示していることと併せ考えると、授業の満足度に対して直接的影響を与える因子は、特に LECT, PREP, HMWK という三つの指標で測定されていると言えるのではなかろうか。実際、これらの指標は「わかりやすさ」、「十分な準備」、「課題の適切さ」に関する質問に対する回答であり、授業評価での核心部分を占めるとも考えられる。「満足度」に対して直接的な影響がある因子を測定している指標であると解釈することにさほどの不自然はないであろう。

2 個別授業のデータ分析

前節までの分析はそれぞれの時期に開講された授業全体を対象にして、質問ごとに算出された平均値をスコアとして行ったものである。最後に、平成17年度に筆者が担当した基本科目『調査研究とデータ解析の技法』及び『経営者のための経済分析及び統計分析』で履修者が回答した結果を個票データとしてとりあげることにしよう。スコアは5段階評価のいずれかを選択して回答するリッカート尺度を採っているため数値としては離散変量となる。したがって多変量正規性を前提した分析手法をとると結果に偏りが生じることは予想されるところだが、標本数の制約もあるため適切な手法に拠ることも難しい面がある。本節で示される結果は参考情報としての性格をもっている点を留意されたい。

2.1 主成分分析と探索的因子分析

まず前期科目『調査研究とデータ解析の技法』から得られたデータを分析する。この授業科目は入学者全員に課せられる必修科目であり、17年度前期には33名が履修した。その内、欠測値のある1名を除き、残り32名分の回答をデータとして使用した。

各質問項目ごとの平均値は

PREP	SLBS	TALK	BORD	TEXT	LECT
4.62	4.44	4.78	4.69	4.72	4.50
DSCS	ELRN	HMWK	RCMD	STFC	
3.84	4.62	4.38	4.22	4.44	

である。また標準偏差は

PREP	SLBS	TALK	BORD	TEXT	LECT
0.61	0.56	0.49	0.64	0.52	0.72
DSCS	ELRN	HMWK	RCMD	STFC	
0.88	0.61	0.79	0.79	0.62	

となっている。更に、各指標間の相関行列を示しておく。

	PREP	SLBS	TALK	BORD	TEXT	LECT	DSCS	ELRN	HMWK	RCMD	STFC
PREP	1.00	0.68	0.58	0.35	0.16	0.37	0.37	0.22	0.37	0.51	0.53
SLBS	0.68	1.00	0.59	0.39	0.21	0.32	0.21	0.21	0.27	0.36	0.27
TALK	0.58	0.59	1.00	0.49	0.00	0.14	0.29	0.36	0.22	0.29	0.33
BORD	0.35	0.39	0.49	1.00	0.31	0.07	0.02	0.43	0.43	0.33	0.35
TEXT	0.16	0.21	0.00	0.31	1.00	0.39	0.25	0.06	0.57	0.46	0.39

ここで上の相関行列から PREP から HMWK までの部分行列をとって、その固有値をプロットすると図 3 のようになる。

この科目の回答状況に潜在する共通因子数について示唆される値は、1 個とも受け取られるし、多ければ 4 因子モデルも可能と思われる。絶対値が 1 を超す固有値数も 4 個存在する。とはいえ、32 人という標本サイズの制約を考慮すれば、多因子モデルには推定精度の問題も生じることから、ここでは前節までと同じく 2 因子モデルから探索することにした。実際、因子数は 1 個という帰無仮説を機械的に尤度比検定すると、帰無仮説は棄却されるので、図 3 と併せ

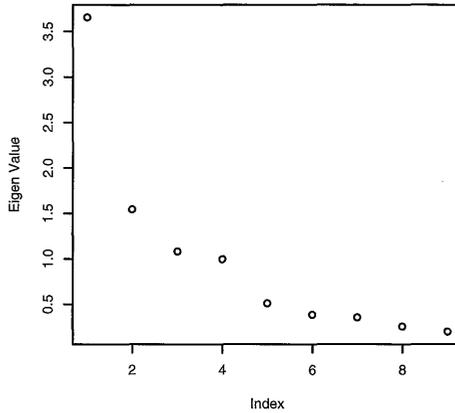


図3：Scree プロット：17年度前期科目

LECT	0.37	0.32	0.14	0.07	0.39	1.00	0.43	0.15	0.51	0.71	0.44
DSCS	0.37	0.21	0.29	0.02	0.25	0.43	1.00	0.37	0.55	0.51	0.42
ELRN	0.22	0.21	0.36	0.43	0.06	0.15	0.37	1.00	0.37	0.31	0.36
HMWK	0.37	0.27	0.22	0.43	0.57	0.51	0.55	0.37	1.00	0.74	0.71
RCMD	0.51	0.36	0.29	0.33	0.46	0.71	0.51	0.31	0.74	1.00	0.72
STFC	0.53	0.27	0.33	0.35	0.39	0.44	0.42	0.36	0.71	0.72	1.00

て、2個以上の共通因子が求められていると判断される。

表8に Varimax 法による因子負荷行列を示している。

表8からわかることは、第1因子を測定する指標は、PREP、SLBS、TALKであり、第2因子はTEXT、DSCS、HMWKのように色分けされている点である。LECTはどちらかと言えば第2因子の負荷が高く、BORDは第1因子の比重が高い。

次に、17年度後期に開講された『経営者のための経済分析及び統計分析』から得られたデータの特徴を簡単にまとめておこう。上と同様にして得られた授業属性間の相関行列について固有値を求めてプロットすると、後期科目は図4のようになる。

表 8：因子分析結果：17年度前期科目

	Factor1	Factor2
PREP	0.7644	0.2567
SLBS	0.7924	0.1544
TALK	0.7538	0.1064
BORD	0.4286	0.3659
TEXT	0.0464	0.5749
LECT	0.2330	0.4818
DSCS	0.2363	0.5181
ELRN	0.2859	0.3289
HMWK	0.1493	0.9863

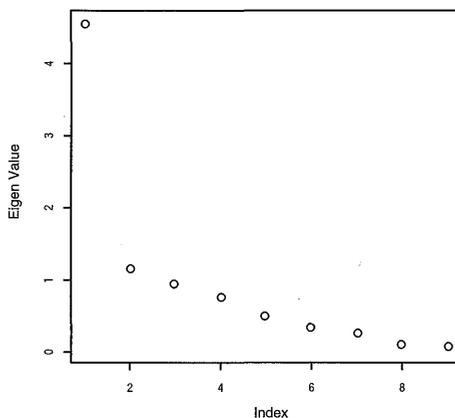


図 4：Scree プロット：17年度後期科目

実は後期科目については因子分析を行い、共通因子 1 個を帰無仮説として尤度比検定を行うと、帰無仮説は棄却されず、2 個以上の多因子モデルを採用するのは適切ではない可能性が生じる。但し、後期科目については標本サイズが 19 と極めて少数であり、加えてリッカート尺度を採っている点を考慮すると、正規性を仮定した推定、Browne [8] に基づく分布型によらない WLS 推定量 (Weighted Least Squares Estimator)、標本相関係数に代えてポリコリッ

表9：モデル2の推定結果：17年度前期個別授業

係数	推定値	標準誤差	検定統計量	確率
$\eta_1 < -\xi_1$.102	.119	.853	.393
$\eta_1 < -\xi_2$.493	.148	3.335	***
TEXT $< -\xi_1$.131	.091	1.446	.148
SLBS $< -\xi_1$.447	.086	5.208	***
PREP $< -\xi_1$.499	.091	5.497	***
TALK $< -\xi_1$.365	.076	4.829	***
BORD $< -\xi_1$.374	.101	3.716	***
LECT $< -\xi_2$.400	.120	3.323	***
DSCS $< -\xi_2$.513	.147	3.490	***
ELRN $< -\xi_2$.343	.107	3.201	.001
HMWK $< -\xi_2$.521	.121	4.303	***
RCMD $< -\eta_1$	1.000			
STFC $< -\eta_1$.671	.148	4.552	***

ク相関係数 (Polichoric Correlation) を用いて最尤推定する方法, いずれを用いるにも難しい面がある。また1因子モデルを採用しても有益な知見を得られることは少ないと思われるので, 後期科目については, これ以上掘り下げることは控えることにする。

2. 2 共分散構造分析

前節の因子分析によれば17年度前期科目個票データに対してもモデル2がほぼ該当するものと思われる。実際に推定すると, 表9の結果が得られる。

推定方法はデータの離散性を考慮し一般化最小二乗法を用いた。最小化される目的関数は

$$F(\theta) = \left(\frac{1}{2} \right) \text{tr} [\{ (S - \Sigma(\theta)) S^{-1} \}^2] \quad (14)$$

である。但し行列 X の二乗 X^2 は $X'X$ を表すので $\text{tr} X'X$ は行列要素の二乗和

に一致する。Browne [8] による WLS を採用するには標本サイズの制約が強いので採らなかった。

モデルの適合度は、カイ二乗値が自由度41の下で37.238, GFI, AGFI がそれぞれ0.782, 0.648とデータの説明力はそれほど良好なものとは言えないが、推定された係数はリーズナブルな値を示している。やはり潜在変数 ξ_1 から η_1 に対する直接的影響は有意ではなく η_1 に対する直接的因果関係としては ξ_2 のみがデータから確認できる。したがって、17年度授業全体に対する結果と同様に、LECT, DSCS, ELRN, HMWK が満足度の直接的原因を有効に測定する指標であるといえる。特に、課題の適切さ (HMWK) とディスカッションの運営 (DSCS) は負荷が高い。e-Learning の活用 (ELRN) は指標として有意ではあるが、それほど高い値を示しておらず、満足度を形成する因子が高いレベルで形成されたとしても、それが e-Learning への評価に結びついてくる度合いは比較的小さいと判断される。

この中で TEXT が潜在変数 ξ_1 の測定指標としては有意でなく Validity を欠いている。そこで図5のモデル3を最終的に採用することにした。

図5のモデル3はモデル2と大きくは異ならない。指標 TEXT を潜在変数 ξ_2 に関連付け、授業の「わかりやすさ」と対応付けた点だけがモデル2と3の違いである。推定結果は表10に示した。

モデル適合度はカイ二乗値が自由度41に対して33.422とモデル2よりも低下し、GFI, AGFI はそれぞれ0.804, 0.684と向上している。

各変量の有意性は高く潜在変数 ξ_1 , ξ_2 の測定指標としては有効である。係数の正負にも不合理な点はない。その中で、やはり満足度 (η_1) を形成する直接的原因として ξ_1 は有意性が認められない。この点は17年度全授業を対象とした結果とほぼ同様である。授業への満足度は、直接的には「わかりやすさ」から形成されていると思われる。その「わかりやすさ」は、LECT, DSCS, ELRN, HMWK, TEXT の各指標に反映されていると解釈される。

二つの潜在変数 ξ_1 , ξ_2 の相関係数は0.532とかなり高い。この点も17年度全授業を対象とした結果とほぼ合致する。観察事実として全指標間に正の相関が

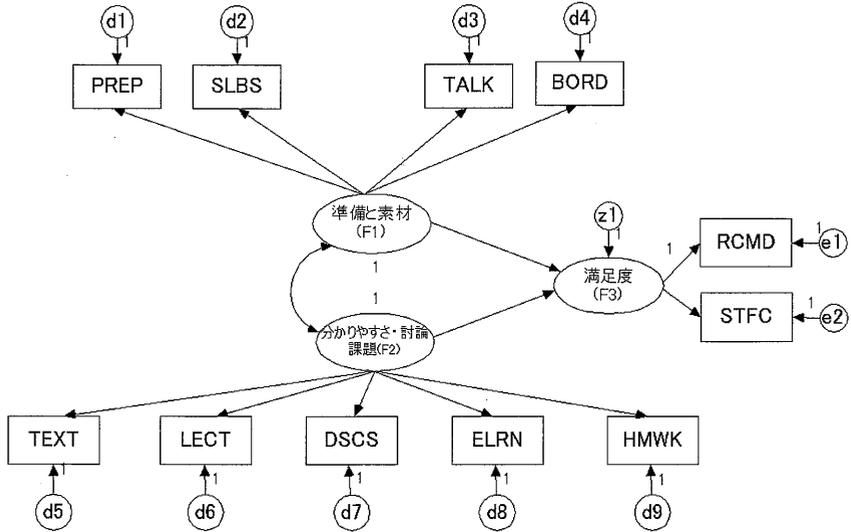


図5：モデル3

表10：モデル3の推定結果：17年度前期個別授業

係数	推定値	標準誤差	検定統計量	確率
$\eta_1 < -\xi_1$.112	.097	1.158	.247
$\eta_1 < -\xi_2$.588	.122	4.831	***
$SLBS < -\xi_1$.443	.087	5.123	***
$PREP < -\xi_1$.520	.090	5.772	***
$TALK < -\xi_1$.330	.076	4.345	***
$BORD < -\xi_1$.318	.097	3.264	.001
$LECT < -\xi_2$.499	.113	4.434	***
$DSCS < -\xi_2$.616	.138	4.470	***
$ELRN < -\xi_2$.247	.103	2.399	.016
$HMWK < -\xi_2$.643	.112	5.761	***
$TEXT < -\xi_2$.263	.085	3.100	.002
$RCMD < -\eta_1$	1.000			
$STFC < -\eta_1$.651	.121	5.372	***

認められるが、これも全授業データについて述べたものと同じ理由によって説明できる。

3 ま と め

本小論では平成16年度、17年度に開講された全授業から得られた授業評価データ、及び17年度に筆者が担当した個別授業から得られた授業評価の個票データを用いて、授業の満足度の形成メカニズムを検証した。標本サイズの制約から確実な結論が得られない部分はあるが、導かれた結論を要約する。

- (1) 授業の満足度は授業評価アンケートで聴取している項目が平均的かつ一様に形成しているわけではなく、満足度を直接的に形成している一部の属性があると考えられる。但し、そのパターンは年度間で相当異なり、異なる学生集団は異なった観点と方式に拠ってアンケートに回答していると憶測される。
- (2) 17年度授業において満足度を直接的に形成したのは一般的な意味での「わかりやすさ」である。この側面は「授業のわかりやすさ」、「ディスカッションの運営」、「e-Learning の活用」、「課題の適切さ」によって測られている。個別授業では「教材の適切さ」が指標として有効になることもある。16年度授業では多くの指標が関係するが、特に「授業のわかりやすさ」、「十分な準備」、「課題の適切さ」が満足度を形成する直接的要因としては重要と思われる。
- (3) 他方、「教員の話し方」、「黒板・OHP・パワーポイントの見やすさ」が満足度の直接的原因になっているとの確証はデータからは得られなかった。
- (4) 前稿から本稿にかけての表題との関連からいえば、e-Learning は話し方やプレゼンの良否とは異なり、授業内容の「わかりやすさ」を捉える指標として回答されている。測定指標としては有意であり、e-Learning を

有効に活用することは「わかりやすさの向上」として評価され、このことが直接的に満足度の向上に結びつくと受け取ってもよい。但し、その定量的な度合いは他の側面に比べて高いものではない。

教育方法として *e-Learning* は有効かという問いかけに対して完全な結論が得られたわけではないが、授業の満足度を改善する効果の有無を言うのであれば、限られたデータから十分に確認できたと、この時点で判断しても良さそうである。

参考文献

- [1] 西山茂「e-Learning は効果的な教育方法 か？—展望と試み—」, 小樽商科大学, 『商学討究』, 第57巻, 第1号, 13-34頁, 2006年7月
- [2] 豊田秀樹「共分散構造分析 [入門編] — 構造方程式モデリング —」, 朝倉書店, 1998年
- [3] 豊田秀樹「共分散構造分析 [応用編] — 構造方程式モデリング —」, 朝倉書店, 2000年
- [4] 柳井晴夫・繁榊算男・前川眞一・市川雅教「因子分析 — その理論と方法」, 朝倉書店, 1990年
- [5] 小樽商科大学教育開発センター「ヘルメスの翼に — 小樽商科大学FD活動報告書」, 第3集, 平成18年3月
- [6] 小樽商科大学教育開発センター・アントレプレナーシップ専攻教育開発部門「平成17年度授業評価アンケート集計結果と分析 (前期)」, 平成17年9月 (未完)
- [7] Bollen, K. A., "Structural Equations with Latent Variables", John Wiley & Sons, Inc., 1989
- [8] Browne, M. W., "Asymptotic Distribution Free Methods in Analysis of Covariance Structures", British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 37, 1984