

2024年度(令和6年)IR報告書
授業評価アンケートの活用編
(教育成果検証・学内データの分析・活用)

2025年9月
びわこ成蹊スポーツ大学

びわこ成蹊スポーツ大学
スポーツビジネス・メディアコース
教授 山本 達三 (IR推進室)

目次

I.	調査概要	3
II.	調査目的	4
III.	調査方法	5
IV.	結果	
1.	同一回答傾向	6
2.	授業内容の難易度と授業レベルの適切さの分布	7
3.	授業に対する事前期待と事後評価の分布	8
4.	2023年度結果事前事後比較	9
5.	2024年度講義科目と実技科目の比較	11
6.	2024年度講義科目の事前事後比較	12
7.	2024年度実技科目の事前事後比較	13
8.	2024年度コース別学生の事前事後比較	14
9.	学力総合要素の事前事後比較	21
10.	2024年度コース間比較	22
11.	2024年度GPAコース比較	23
12.	授業形態・規模比較	24
13.	2022年度授業評価構造方程式モデル	31
14.	2024年度授業評価構造方程式モデル	32
15.	総括	40

I. 調査概要

大学の教学改革，すなわち教学基本計画・目的に対して実施された諸施策の成果を分析し，更なる改善・改革へと繋げる大学のPDCAサイクルの高度化，および大学の内部質保証のためには，客観的なエビデンスに基づいた現状把握と意思決定を支援する教学IR（Institutional Research）の活用が不可欠である．具体的には，学生募集，授業評価等の教学支援，学生支援，就職支援といった大学運営に関わるあらゆる業務において生成されるデータを統合・分析し，教学改革をはじめ，本学で多岐にわたり推進されている各Vision，教学改革プロジェクト，各委員会への貢献のみならず，学修成果の把握・可視化，プログテスト結果の検証，学生生活満足度調査の検証など，多岐にわたる貢献が期待されている．

これらの背景から，2019年度より複数項目による因子構造を構成する質問項目の改変（約10問の設問追加，6因子の設定，授業アンケートの実施手順の改善）を実施してきた．具体的には，授業評価アンケートデータから得られる，授業評価因子，学力3要素（知識・技能因子，思考・判断・表現因子，関心・意欲因子），授業満足度因子，教育環境評価因子，学修成果（GPA・各科目素点）間の関連性・因果関係を明らかにすることが重要となる．さらに，2023年度からは，a) 各教員が設定する授業レベルの適切性，b) 学生が感じる授業の難易度（困難～容易），c) 講義系授業と実技・実習授業のカテゴリごとの差異を分析してきた．2024年度からは，授業開始時点と終了時点における学力3要素のプレポスト評価や授業規模別の授業評価・学修成果比較も行っている．

これらの変数間の行列データの特性等を各教員にフィードバックすることは，次年度の授業改善に資するマネジメントサイクルにおいて不可欠であるとの観点から，教員を対象としたFD研修会（授業評価アンケートデータを活用した各授業科目の充実）や，プログテスト結果等のIRデータと授業評価アンケートデータを有機的に結びつけた分析，自由記述データのテキストマイニング分析を実施してきた．

II. 調査目的

本稿は、びわこ成蹊スポーツ大学における授業改善と教育の質保証を目的とした、授業評価アンケートの分析結果を報告するものである。具体的には、授業評価アンケートが、教員の授業改善に向けたエビデンス提供に加えて、以下の点に貢献する可能性を検証する。

- 授業実践への示唆: 授業の難易度設定と学生の学修能力、授業開始時点終了時点でのプレポスト比較、コース別のプレポスト比較、学力総合要素のコース間比較、授業形態・規模別比較で授業評価・学力3要素・満足度・素点比較を検証し、授業改善への方策に関する手がかりを提供する。
- 学修成果の可視化と構造分析: 授業評価、学力3要素（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）、授業満足度、主体的な学び、教育環境、および学修成果（GPA・各科目素点）といった諸因子間の因果関係を統計的に明らかにすることで、学生の学修構造を客観的に解明する。

本分析は、多角的な視点から実施される。これらの分析を通じて得られた知見は、大学全体の教学改革に資する重要なデータとなると考える。

III. 調査方法

(1)調査項目

- ・回答者の基本属性（性別，年次，所属コース，シラバス利用，授業に対する事前期待・事後評価）
- ・授業評価因子：（11項目）
- ・関心意欲態度因子：（4項目の事前事後評価）
- ・知識技能因子：（3項目の事前事後評価）
- ・思考判断表現因子：（3項目の事前事後評価）
- ・授業に対する満足度因子：（3項目）
- ・教育環境評価因子：（3項目）

(2)調査対象

- ・母集団は2024年度前期開講科目，後期開講科目の全授業，及びこれらの授業を履修している全学生.

(3)実査方法

- ・第13回授業時に，各授業内で回答ページにアクセスするためのQRコードおよびURLを周知.
- ・学生は各科目の回答ページにアクセスし，第13，14回授業時に回答する.

(4)調査主体

- ・びわこ成蹊スポーツ大学IR推進室

(5)分析・評価

- ・調査項目の追加選定および統計解析はスポーツビジネスコース山本教授（IR推進室）が担当した.

IV. 結果

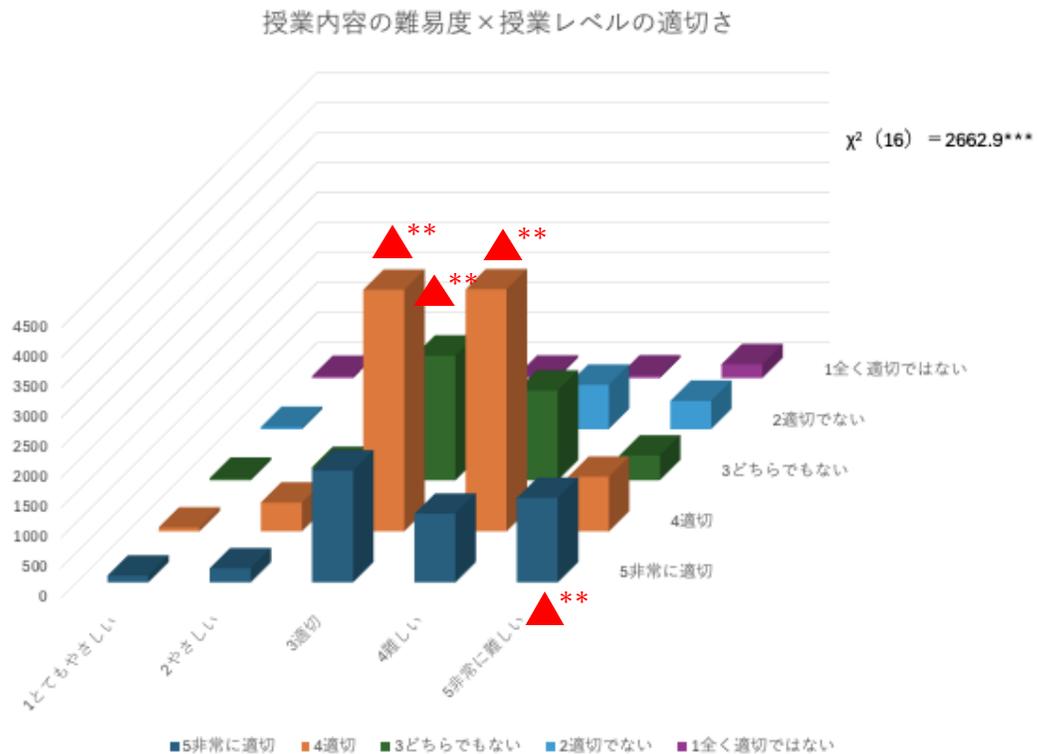
1. 同一回答傾向分析

		学校スポーツ	スポーツビジネス	健康トレーニング	コーチング	野外レクリエーション	生涯スポーツ	1・2年生		
同一解答	同一回答していない	度数	1052	911	1448	2045	475	920	10577	17428
		残差	▲2.1*	▲5.5**	▲2.7**	▲9.1**	▲2.5*	▽-7.6**	▽-8**	
すべて1と回答		度数	1	0	4	2	2	2	41	52
		残差	-1.2	-1.6	-0.1	-1.6	0.6	-0.6	△2.5*	
すべて2と回答		度数	0	1	2	2	0	1	8	14
		残差	-0.9	0.4	0.9	0.4	-0.6	0.2	-0.4	
すべて3と回答		度数	44	22	27	35	5	27	484	644
		残差	1	-1.8	▽-3.7**	▽-4.5**	▽-3**	-1.8	▲7.1**	
すべて4と回答		度数	49	21	62	74	3	107	551	867
		残差	-0.3	▽-3.4**	-1	-2.3*	▽-4.3**	▲8.4**	1.1	
すべて5と回答		度数	61	45	114	76	49	130	1002	1477
		残差	▽-3**	▽-3.4**	-0.5	▽-7.4**	1.8	▲5.1**	▲4.9**	
合計		度数	1207	1000	1657	2234	534	1187	12663	20482

$$\chi^2(30)=299.757*** \quad *p<.05, **p<.01, ***p<.001$$

授業評価アンケートにおける同一回答傾向を分析した結果、1・2年生および生涯スポーツコースに所属する学生は、期待値と比較して、同一回答の「すべて4」または「すべて5」となる割合が有意に高いことが示された。対照的に、その他のコースに所属する学生は、同一回答をしない傾向が有意に高かった。

2. 授業内容の難易度と授業レベルの適切さの分布

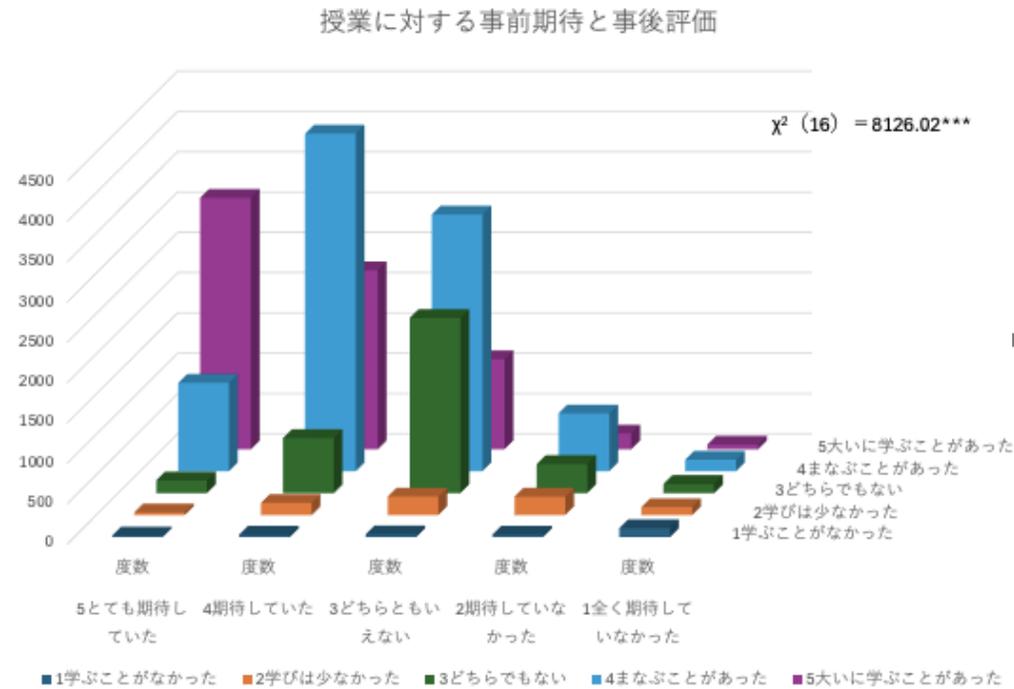


授業レベルの適切さ	授業難易度					
	1非常に簡単	2やや簡単	3適切だった	4やや難しい	5非常に難しい	
5非常に適切	度数 111	235	1862	1143	1407	4758
残差	△6.2**	-1.5	-1.6	▼-20.2**	△27.1**	
4ほぼ適切	度数 62	477	4024	4032	907	9502
残差	▼-8.5**	▼-2*	△6**	△16.7**	▼-25.6**	
3どちらでもない	度数 39	219	2075	1493	411	4237
残差	▼-3*	-0.6	△13.2**	-1.7	▼-13.8**	
2やや適切でない	度数 38	143	221	740	471	1613
残差	△3.4**	△6.5**	▼-22.6**	△8.3**	△14**	
1全く適切でない	度数 37	24	38	44	229	372
残差	△14.2**	0.9	▼-11.9**	▼-9.9**	△23.4**	
	度数 287	1098	8220	7452	3425	20482

$\chi^2 (16) = 2662.9^{***}$ *p<.05, **p<.01, ***p<.001

授業レベルと授業難易度の関連性を検証するため、カイ二乗検定を実施した。分析の結果、授業レベルを「適切」（非常に適切、ほぼ適切）と評価した学生は、授業難易度を「非常に難しい」（残差27.1, $p < 0.01$ ）, 「やや難しい」（残差16.7, $p < 0.01$ ）, 「適切」（残差6.0, $p < 0.01$ ）と評価する割合が、期待値に対して有意に高いことが明らかになった。この結果は、学生が「適切」と感じる授業レベルが、ある程度の難易度を伴う「非常に難しい」「やや難しい」「適切」といったゾーンに集中していることを示唆している。したがって、学生の学習意欲を高め、より効果的な教育を提供するためには、このボリュームゾーンを考慮した授業難易度の設定と調整が重要であると結論付けられる。

3. 授業に対する事前期待と事後評価の分布



1) 5事前期待値

		1学ぶことがなかった	2学びは少なかった	3どちらともいえない	4まなぶことがあった	5大いに学ぶことがあった	
5とても期待していた	度数	18	34	157	1097	3120	4426
	残差	▽-4.9**	▽-11.5**	▽-26.9**	▽-31.3**	▲60.4**	
4期待していた	度数	29	151	684	4188	2220	7272
	残差	▽-7**	▽-8.8**	▽-21.5**	▲25.7**	-5	
3どちらともいえない	度数	34	230	2172	3183	1116	6735
	残差	** -5.6	-1.1	▲40.6**	▲3.5*	▽-34.5**	
2期待していなかった	度数	31	228	360	716	195	1530
	残差	▲3.7*	▲24.6**	▲7**	1	▽-17.3**	
1全く期待していなかった	度数	109	98	114	141	57	519
	残差	▲44.5**	▲18.9**	▲3*	▽-8.5**	▽-10.7**	
	度数	221	741	3487	9325	6708	20482

1) 6事後評価

$\chi^2(30) = 299.757^{***}$ *p<.05, **p<.01, ***p<.001

授業に対する学生の事前期待と事後評価の関連性を検証するため、カイ二乗検定および残差分析を実施した。分析の結果、右斜め45度線上にあるセルの実測度数が期待度数に対して有意に多いことが確認された。これは、事前期待値と事後評価値が対応していることを示している。この結果は、授業開始前の段階で学生の事前期待（関心・意欲）をいかに高めるかが、授業後の事後評価にも影響を与える可能性を示唆している。

4. 2023年度結果1

学力要素の比較（前期授業）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ベア1	関心意欲pre	3.76	12299	0.79	0.25	0.63	44.32***	d=.40
	関心意欲post	4.02	12299	0.70				効果量小
ベア2	知識技能pre	3.62	12299	0.84	0.37	0.69	58.56***	d=.53
	知識技能post	3.98	12299	0.68				効果量中
ベア3	思考判断表現pre	3.59	12299	0.87	0.35	0.71	54.03***	d=.49
	思考判断表現post	3.94	12299	0.71				効果量小

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（後期授業）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ベア1	関心意欲pre	3.76	9476	0.81	0.24	0.59	39.74***	d=.40
	関心意欲post	4.00	9476	0.73				効果量小
ベア2	知識技能pre	3.65	9476	0.86	0.33	0.67	48.38***	d=.50
	知識技能post	3.98	9476	0.71				効果量中
ベア3	思考判断表現pre	3.61	9476	0.89	0.34	0.69	48.14***	d=.50
	思考判断表現post	3.95	9476	0.74				効果量中

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（講義）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ベア1	関心意欲pre	3.72	18678	0.79	0.25	0.62	55.52***	d=.40
	関心意欲post	3.97	18678	0.71				効果量小
ベア2	知識技能pre	3.59	18678	0.84	0.36	0.69	71.45***	d=.52
	知識技能post	3.95	18678	0.70				効果量中
ベア3	思考判断表現pre	3.56	18678	0.88	0.35	0.71	67.73***	d=.50
	思考判断表現post	3.91	18678	0.72				効果量中

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（実技）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ベア1	関心意欲pre	4.01	3097	0.78	0.23	0.59	21.35***	d=.38
	関心意欲post	4.24	3097	0.67				効果量小
ベア2	知識技能pre	3.86	3097	0.84	0.30	0.64	25.85***	d=.46
	知識技能post	4.15	3097	0.67				効果量小
ベア3	思考判断表現pre	3.82	3097	0.86	0.30	0.66	25.49***	d=.46
	思考判断表現post	4.12	3097	0.69				効果量小

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

2023年度の授業を対象に、授業開始時と終了時における「学力の3要素」の変化を検証するため、時点間比較を行った。分析の結果、前期・後期授業、および講義形式・実技形式のいずれにおいても、0.1%水準で有意な向上が認められた。加えて、標本サイズが大きい場合に生じる可能性のあるタイプ1エラー（偽陽性）を考慮し、効果量を算出した。その結果、すべての分析区分で小から中程度の効果量が確認され、これは有意差が単なるタイプ1エラーによるものではないことを示している。具体的には、知識・技能因子と思考・判断・表現因子において効果量が比較的大きく、関心・意欲因子では効果量が小さい傾向が認められた。これは、知識や思考力といった要素が授業を通じて向上しやすい一方、関心や意欲といった要素の変化は限定的であることを示唆している。

2023年度結果2

学力要素の比較（学校教育スポーツ）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ペア1	関心意欲pre	4.16	33	0.66	0.32	0.50	3.741**	d=.65
	関心意欲post	4.48	33	0.53				効果量中
ペア2	知識技能pre	3.79	33	0.82	0.65	0.71	5.218***	d=.91
	知識技能post	4.43	33	0.53				効果量大
ペア3	思考判断表現pre	3.65	33	0.95	0.74	0.80	5.306***	d=.92
	思考判断表現post	4.38	33	0.62				効果量大

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（コーチングコース）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ペア1	関心意欲pre	3.81	145	0.71	0.12	0.53	2.82**	d=.24
	関心意欲post	3.93	145	0.66				効果量小
ペア2	知識技能pre	3.72	145	0.73	0.22	0.57	4.62***	d=.38
	知識技能post	3.94	145	0.73				効果量小
ペア3	思考判断表現pre	3.79	145	0.76	0.14	0.59	2.90**	d=.24
	思考判断表現post	3.93	145	0.68				効果量小

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（健トレ）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ペア1	関心意欲pre	3.81	134	0.80	0.28	0.61	5.26***	d=.46
	関心意欲post	4.08	134	0.73				効果量小
ペア2	知識技能pre	3.59	134	0.82	0.39	0.63	7.20***	d=.62
	知識技能post	3.98	134	0.69				効果量中
ペア3	思考判断表現pre	3.52	134	0.95	0.42	0.68	7.24***	d=.63
	思考判断表現post	3.95	134	0.74				効果量中

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（生涯スポーツ）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ペア1	関心意欲pre	4.08	94	0.63	0.07	0.50	1.367n.s.	d=.14
	関心意欲post	4.15	94	0.60				効果量なし
ペア2	知識技能pre	3.94	94	0.71	0.22	0.64	3.375**	d=.35
	知識技能post	4.16	94	0.59				効果量小
ペア3	思考判断表現pre	3.89	94	0.82	0.26	0.64	3.936***	d=.40
	思考判断表現post	4.15	94	0.64				効果量小

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（スポーツビジネス）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ペア1	関心意欲pre	3.60	85	0.76	0.29	0.80	3.29**	d=.36
	関心意欲post	3.89	85	0.75				効果量小
ペア2	知識技能pre	3.38	85	0.83	0.45	0.81	5.15***	d=.56
	知識技能post	3.84	85	0.74				効果量中
ペア3	思考判断表現pre	3.22	85	0.90	0.42	0.95	4.4***	d=.48
	思考判断表現post	3.64	85	0.76				効果量中

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

学力要素の比較（野外スポーツ）

		平均値	度数	標準偏差	差の平均値	差の標準偏差	t値	効果量
ペア1	関心意欲pre	4.48	28	0.52	0.10	0.47	1.20n.s.	d=.23
	関心意欲post	4.58	28	0.38				効果量小
ペア2	知識技能pre	4.38	28	0.63	0.10	0.59	0.96n.s.	d=.18
	知識技能post	4.49	28	0.42				効果量なし
ペア3	思考判断表現pre	4.23	28	0.78	0.27	0.66	2.193*	d=.41
	思考判断表現post	4.50	28	0.53				効果量小

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, .80 ≦ d : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

コース別の学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力の3要素」の変化を比較したところ、多くのコースで有意な向上が確認された。しかしながら、生涯スポーツコースの関心・意欲因子、および野外スポーツコースの関心・意欲因子と知識・技能因子においては、授業開始時と終了時との間に有意な差は認められなかった。この結果は、特に野外レクリエーションスポーツコースの関心・意欲因子について、授業開始時点で他コースよりも高い値を示していることから、天井効果（ceiling effect）が発生した可能性を示唆している。天井効果とは、尺度の測定限界が原因で、それ以上の変化を観測できない現象であり、学習効果が既に高い状態にある学生群においては、統計的な有意差として現れにくいことがある。

5. 2024年度講義科目と実技科目の比較

グループ統計量	授業形態	度数	平均値	標準偏差	F 値	t 値	平均値の差	効果量(Cohen's d)
授業評価因子	講義	17820	3.87	0.734	4.017*	16.118***	-0.235	.322
	実技	2662	4.11	0.695				効果量小
満足度因子	講義	17820	3.9	0.799	1.44	15.811***	-0.261	.329
	実技	2662	4.16	0.758				効果量小
教育環境評価因子	講義	14642	3.85	0.816	4.904	5.06***	-0.097	.119
	実技	2078	3.95	0.851				効果量なし
関心意欲主体性因子pre	講義	17820	3.66	0.811	20.766***	18.06***	-0.294	.365
	実技	2662	3.95	0.78				効果量小
関心意欲主体性因子post	講義	17820	3.96	0.725	1.446	16.203***	-0.242	.337
	実技	2662	4.2	0.669				効果量小
知識技能因子pre	講義	17820	3.54	0.887	6.004*	15.03***	-0.273	.308
	実技	2662	3.82	0.872				効果量小
知識技能因子post	講義	17820	3.93	0.737	1.622	13.141***	-0.2	.273
	実技	2662	4.13	0.696				効果量小
思考判断表現因子pre	講義	17820	3.53	0.89	0.902	14.878***	-0.275	.309
	実技	2662	3.81	0.89				効果量小
思考判断表現因子post	講義	17820	3.89	0.751	4.497*	15.081***	-0.224	.300
	実技	2662	4.11	0.709				効果量小

.20 ≤ d < .50 : 効果量小, .50 ≤ d < .80 : 効果量中, d ≥ .80 : 効果量大 *p < .05, **p < .01, ***p < .001

教育環境評価因子を除くすべての評価変数において、実技科目が講義科目よりも有意に高い評価を得る傾向が認められた、この結果は、効果量 (Cohen's d) がすべて小 ($d < 0.5$) であったことから、単なるタイプ1エラー (偽陽性) ではないことが示唆される。このことは、実技科目が講義科目に比べて、学生の満足度や学修成果を向上させる上でわずかながらも優位性を持っていることを示唆できる。

6. 2024年度講義科目の事前事後評価

授業形態No. = 1 講義

対応サンプルの統計量^a

		平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
					差
ペア 1	関心意欲主体性因子pre	3.66	17820	.811	.006
	関心意欲主体性因子post	3.96	17820	.725	.005
ペア 2	知識技能因子pre	3.54	17820	.887	.007
	知識技能因子post	3.93	17820	.737	.006
ペア 3	思考判断表現因子pre	3.53	17820	.890	.007
	思考判断表現因子post	3.89	17820	.751	.006

a. 授業形態No. = 1

対応サンプルの検定^a

		対応サンプルの差					有意確率			
		平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間		t 値	自由度	片側 p 値	両側 p 値
					下限	上限				
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.304	.602	.005	-.312	-.295	-67.320	17819	.000	.000
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.382	.735	.006	-.393	-.371	-69.348	17819	.000	.000
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.359	.710	.005	-.370	-.349	-67.530	17819	.000	.000

a. 授業形態No. = 1

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

		Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間	
				下限	上限
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.602	-.504	-.489
		Hedges の補正	.602	-.504	-.489
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.735	-.519	-.504
		Hedges の補正	.735	-.519	-.504
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.710	-.506	-.490
		Hedges の補正	.710	-.506	-.490

a. 授業形態No. = 1

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

授業開始時点と終了時点と比較した結果、学力3要素（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）のすべての因子において、0.1%水準で有意な向上が認められた。この向上の効果量は中程度であった。

.20 ≤ d < .50 : 効果量小, .50 ≤ d < .80 : 効果量中, d ≥ .80 : 効果量大

7. 2024年度実技科目の事前事後評価

授業形態No. = 2 実技

対応サンプルの統計量^a

	平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
ペア 1 関心意欲主体性因子pre	3.95	2662	.780	.015
関心意欲主体性因子post	4.20	2662	.669	.013
ペア 2 知識技能因子pre	3.82	2662	.872	.017
知識技能因子post	4.13	2662	.696	.013
ペア 3 思考判断表現因子pre	3.81	2662	.890	.017
思考判断表現因子post	4.11	2662	.709	.014

a. 授業形態No. = 2

対応サンプルの検定^a

	対応サンプルの差						有意確率		
	平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間		t 値	自由度	片側 p 値	両側 p 値
				下限	上限				
ペア 1 関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.251	.559	.011	-.272	-.230	-23.141	2661	.000	.000
ペア 2 知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.309	.687	.013	-.335	-.283	-23.207	2661	.000	.000
ペア 3 思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.308	.695	.013	-.334	-.281	-22.855	2661	.000	.000

a. 授業形態No. = 2

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

	Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間	
			下限	上限
ペア 1 関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.559	-.449	-.488
	Hedges の補正	.560	-.448	-.488
ペア 2 知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.687	-.450	-.490
	Hedges の補正	.687	-.450	-.489
ペア 3 思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.695	-.443	-.483
	Hedges の補正	.695	-.443	-.483

a. 授業形態No. = 2

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

授業開始時点と終了時点と比較した結果、学力3要素（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）のすべての因子において、0.1%水準で有意な向上が認められた。この向上の効果量は小程度であった。

.20 ≤ d < .50 : 効果量小, .50 ≤ d < .80 : 効果量中, d ≥ .80 : 効果量大

8. 2024年度コース別学生の事前事後評価

8.1 学校スポーツ教育コース

対応サンプルの統計量^a

		平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
					差
ペア 1	関心意欲主体性因子pre	3.68	1207	.783	.023
	関心意欲主体性因子post	4.10	1207	.664	.019
ペア 2	知識技能因子pre	3.55	1207	.876	.025
	知識技能因子post	4.05	1207	.718	.021
ペア 3	思考判断表現因子pre	3.54	1207	.873	.025
	思考判断表現因子post	4.04	1207	.701	.020

a. コース = 1

対応サンプルの検定^a

		対応サンプルの差					有意確率			
		平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間		t 値	自由度	片側 p 値	両側 p 値
					下限	上限				
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.417	.637	.018	-.453	-.381	-22.740	1206	.000	.000
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.501	.787	.023	-.545	-.456	-22.101	1206	.000	.000
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.493	.776	.022	-.536	-.449	-22.066	1206	.000	.000

a. コース = 1

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

		Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間		
				下限	上限	
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.637	-.655	-.717	-.592
		Hedges の補正	.637	-.654	-.716	-.592
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.787	-.636	-.698	-.574
		Hedges の補正	.788	-.636	-.697	-.574
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.776	-.635	-.697	-.573
		Hedges の補正	.776	-.635	-.696	-.573

a. コース = 1

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

学校スポーツコースの学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力3要素」（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）の変化を検証した結果、すべての因子において0.1%水準で有意な向上が認められた。この向上の効果量はいずれも中程度であり、全コースの中で最も大きな教育効果を示した。この結果は、学校スポーツコースにおける教育実践が、学生の学力3要素を向上させる上で特に効果的であることを示唆している。

8.2 スポーツビジネスコース

対応サンプルの統計量^a

	平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
				差
ペア 1 関心意欲主体性因子pre	3.73	1000	.769	.024
関心意欲主体性因子post	4.06	1000	.705	.022
ペア 2 知識技能因子pre	3.61	1000	.866	.027
知識技能因子post	4.03	1000	.723	.023
ペア 3 思考判断表現因子pre	3.58	1000	.878	.028
思考判断表現因子post	3.98	1000	.740	.023

a. コース = 2

対応サンプルの検定^a

	対応サンプルの差					有意確率			
	平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間		t 値	自由度	片側 p 値	両側 p 値
				下限	上限				
ペア 1 関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.328	.623	.020	-.367	-.289	-16.651	999	.000	.000
ペア 2 知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.415	.751	.024	-.462	-.369	-17.498	999	.000	.000
ペア 3 思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.402	.740	.023	-.448	-.356	-17.165	999	.000	.000

a. コース = 2

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

	Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間	
			下限	上限
ペア 1 関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.623	-.527	-.460
	Hedges の補正	.623	-.526	-.460
ペア 2 知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.751	-.553	-.487
	Hedges の補正	.751	-.553	-.486
ペア 3 思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.740	-.543	-.476
	Hedges の補正	.741	-.542	-.476

a. コース = 2

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

スポーツビジネスコースの学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力3要素」（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）の変化を検証した結果、すべての因子において0.1%水準で有意な向上が認められた。この向上の効果量はいずれも中程度であった。

.20 ≤ d < .50 : 効果量小, .50 ≤ d < .80 : 効果量中, d ≥ .80 : 効果量大

8.3 健康・トレーニングコース

対応サンプルの統計量^a

		平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
					差
ペア 1	関心意欲主体性因子pre	3.66	1657	.865	.021
	関心意欲主体性因子post	4.04	1657	.694	.017
ペア 2	知識技能因子pre	3.53	1657	.942	.023
	知識技能因子post	3.98	1657	.722	.018
ペア 3	思考判断表現因子pre	3.54	1657	.928	.023
	思考判断表現因子post	3.95	1657	.717	.018

a. コース = 3

対応サンプルの検定^a

		対応サンプルの差				t 値	自由度	有意確率		
		平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間			片側 p 値	両側 p 値	
					差					下限
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.380	.671	.016	-.412	-.348	-23.060	1656	.000	.000
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.455	.778	.019	-.493	-.418	-23.807	1656	.000	.000
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.412	.746	.018	-.448	-.376	-22.467	1656	.000	.000

a. コース = 3

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

		Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間		
				下限	上限	
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.671	-.566	-.618	-.515
		Hedges の補正	.671	-.566	-.618	-.514
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.778	-.585	-.637	-.533
		Hedges の補正	.778	-.585	-.637	-.532
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.746	-.552	-.604	-.500
		Hedges の補正	.746	-.552	-.603	-.500

a. コース = 3

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, d ≧ .80 : 効果量大

健康・トレーニングコースの学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力3要素」（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）の変化を検証した結果、すべての因子において0.1%水準で有意な向上が認められた。この向上の効果量はいずれも中程度であった。

8.4 コーチングコース

対応サンプルの統計量^a

		平均値の標準誤差		
		平均値	度数	標準偏差
ペア 1	関心意欲主体性因子pre	3.72	2234	.791
	関心意欲主体性因子post	3.97	2234	.712
ペア 2	知識技能因子pre	3.63	2234	.856
	知識技能因子post	3.94	2234	.738
ペア 3	思考判断表現因子pre	3.60	2234	.873
	思考判断表現因子post	3.91	2234	.744

a. コース = 4

対応サンプルの検定^a

		対応サンプルの差					有意確率			
		平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間		t 値	自由度	片側 p 値	両側 p 値
					下限	上限				
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.254	.584	.012	-.278	-.229	-20.511	2233	.000	.000
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.309	.696	.015	-.338	-.280	-20.985	2233	.000	.000
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.301	.687	.015	-.329	-.272	-20.680	2233	.000	.000

a. コース = 4

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

		Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間	
				下限	上限
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.584	-.434	-.477
		Hedges の補正	.585	-.434	-.390
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.696	-.444	-.487
		Hedges の補正	.696	-.444	-.400
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.687	-.438	-.481
		Hedges の補正	.688	-.437	-.394

a. コース = 4

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

コーチングコースの学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力3要素」（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）の変化を検証した結果、すべての因子において0.1%水準で有意な向上が認められた。しかし、これらの向上の効果量は、いずれの変数も小程度にとどまっていた。

8.5 野外レクリエーションスポーツコース

対応サンプルの統計量^a

		平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
					差
ペア 1	関心意欲主体性因子pre	3.81	534	.855	.037
	関心意欲主体性因子post	4.15	534	.680	.029
ペア 2	知識技能因子pre	3.83	534	.865	.037
	知識技能因子post	4.12	534	.741	.032
ペア 3	思考判断表現因子pre	3.78	534	.896	.039
	思考判断表現因子post	4.10	534	.746	.032

a. コース = 5

対応サンプルの検定^a

		対応サンプルの差				有意確率				
		平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間		t 値	自由度	片側 p 値	両側 p 値
					下限	上限				
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.336	.651	.028	-.392	-.281	-11.925	533	.000	.000
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.283	.754	.033	-.348	-.219	-8.681	533	.000	.000
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.317	.725	.031	-.379	-.255	-10.101	533	.000	.000

a. コース = 5

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

		Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間		
				下限	上限	
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.651	-.516	-.606	-.426
		Hedges の補正	.652	-.515	-.605	-.425
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.754	-.376	-.463	-.288
		Hedges の補正	.755	-.375	-.463	-.287
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.725	-.437	-.526	-.348
		Hedges の補正	.726	-.436	-.525	-.348

a. コース = 5

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

野外レクリエーションスポーツコースの学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力3要素」の変化を検証した結果、すべての因子で0.1%水準で有意な向上が認められた。しかし、その効果量には違いが認められた。関心・意欲因子では中程度の効果量が得られた一方、知識・技能因子と思考・判断・表現因子では効果量が小程度にとどまった。

8.6 生涯スポーツコース

対応サンプルの統計量^a

	平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
				差
ペア 1 関心意欲主体性因子pre	3.97	1187	.747	.022
関心意欲主体性因子post	4.17	1187	.675	.020
ペア 2 知識技能因子pre	3.95	1187	.793	.023
知識技能因子post	4.15	1187	.683	.020
ペア 3 思考判断表現因子pre	3.94	1187	.780	.023
思考判断表現因子post	4.13	1187	.708	.021

a. コース = 6

対応サンプルの検定^a

	対応サンプルの差					t 値	自由度	有意確率	
	平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間				片側 p 値	両側 p 値
				下限	上限				
ペア 1 関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.205	.501	.015	-.234	-.177	-14.114	1186	.000	.000
ペア 2 知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.207	.584	.017	-.240	-.174	-12.205	1186	.000	.000
ペア 3 思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.190	.531	.015	-.221	-.160	-12.343	1186	.000	.000

a. コース = 6

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

	Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間	
			下限	上限
ペア 1 関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.501	-.410	-.350
	Hedges の補正	.502	-.409	-.350
ペア 2 知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.584	-.354	-.296
	Hedges の補正	.585	-.354	-.295
ペア 3 思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.531	-.358	-.300
	Hedges の補正	.532	-.358	-.299

a. コース = 6

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

生涯スポーツコースの学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力3要素」（知識・技能、思考・判断・表現、関心・意欲・態度）の変化を検証した結果、すべての因子で0.1%水準で有意な向上が認められた。しかし、これらの向上の効果量はいずれも小程度にとどまった。この効果量が小さい原因として、以下の2つの可能性が考えられる。同一回答傾向の影響: 250名程度の学生に同一回答の傾向が見られることから、回答の分散が減少し、結果として効果量が小さく算出された可能性がある。天井効果の可能性: 授業開始時点のスコアが高かったため、天井効果（Ceiling effect）が発生し、それ以上の有意な伸びが観測されにくかった可能性がある。

.20 ≦ d < .50 : 効果量小, .50 ≦ d < .80 : 効果量中, d ≧ .80 : 効果量大

8.7 1・2年生

対応サンプルの統計量^a

		平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
					差
ペア 1	関心意欲主体性因子pre	3.66	12663	.815	.007
	関心意欲主体性因子post	3.95	12663	.735	.007
ペア 2	知識技能因子pre	3.53	12663	.891	.008
	知識技能因子post	3.91	12663	.738	.007
ペア 3	思考判断表現因子pre	3.52	12663	.898	.008
	思考判断表現因子post	3.87	12663	.758	.007

a. コース = 8

対応サンプルの検定^a

		対応サンプルの差				t 値	自由度	有意確率		
		平均値	標準偏差	平均値の標準誤差	差の 95% 信頼区間			片側 p 値	両側 p 値	
					下限					上限
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	-.286	.585	.005	-.297	-.276	-55.045	12662	.000	.000
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	-.377	.729	.006	-.389	-.364	-58.163	12662	.000	.000
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	-.353	.707	.006	-.366	-.341	-56.191	12662	.000	.000

a. コース = 8

対応のあるサンプルの効果サイズ^a

		Standardizer ^b	ポイント推定	95% 信頼区間		
				下限	上限	
ペア 1	関心意欲主体性因子pre - 関心意欲主体性因子post	Cohen の d	.585	-.489	-.508	-.471
		Hedges の補正	.585	-.489	-.508	-.471
ペア 2	知識技能因子pre - 知識技能因子post	Cohen の d	.729	-.517	-.535	-.498
		Hedges の補正	.729	-.517	-.535	-.498
ペア 3	思考判断表現因子pre - 思考判断表現因子post	Cohen の d	.707	-.499	-.518	-.481
		Hedges の補正	.707	-.499	-.518	-.481

a. コース = 8

b. 効果サイズの推定に使用する分母。

Cohen の d は、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。

Hedges の補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

1・2年生の学生を対象に、授業開始時と終了時における「学力3要素」

(知識・技能, 思考・判断・表現, 関心・意欲・態度) の変化を検証した結果, すべての因子で0.1%水準で有意な向上が認められた。しかし, その効果量には違いが見られた。知識・技能因子では中程度の効果量が得られた一方, 関心・意欲因子と思考・判断・表現因子では効果量が小程度にとどまった。この結果は, 1・2年生の教育が知識や技能の習得には効果的である一方, 思考力や意欲の向上にはさらなる工夫が必要であることを示唆している。

9. 学力総合要素の事前事後比較（コース別）

対応サンプルの統計量

コース		平均値	度数	標準偏差	平均値の標準誤差
学校スポーツ教育	ペア 1 学力3要素a	3.59	1207	.802	.023
	学力3要素b	4.06	1207	.657	.019
スポーツビジネス	ペア 1 学力3要素a	3.64	1000	.789	.025
	学力3要素b	4.02	1000	.682	.022
健康・トレーニング	ペア 1 学力3要素a	3.58	1657	.872	.021
	学力3要素b	3.99	1657	.676	.017
コーチング	ペア 1 学力3要素a	3.65	2234	.796	.017
	学力3要素b	3.94	2234	.689	.015
野外レクリエーションスポーツ	ペア 1 学力3要素a	3.80	534	.831	.036
	学力3要素b	4.12	534	.677	.029
生涯スポーツ	ペア 1 学力3要素a	3.95	1187	.743	.022
	学力3要素b	4.15	1187	.660	.019
1・2回生	ペア 1 学力3要素a	3.57	12663	.819	.007
	学力3要素b	3.91	12663	.704	.006

対応サンプルの検定

コース	対応サンプルの差						有意確率				
	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	平均値の標準誤差	差の95%信頼区間		t値	自由度	片側p値	両側p値		
				下限	上限						
学校スポーツ教育	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	-.472	.663	.019	-.509	-.435	-24.747	1206	.000	.000
スポーツビジネス	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	-.384	.613	.019	-.422	-.346	-19.802	999	.000	.000
健康・トレーニング	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	-.415	.666	.016	-.447	-.383	-25.361	1656	.000	.000
コーチング	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	-.287	.560	.012	-.310	-.264	-24.199	2233	.000	.000
野外レクリエーションスポーツ	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	-.319	.626	.027	-.372	-.266	-11.762	533	.000	.000
生涯スポーツ	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	-.202	.460	.013	-.228	-.176	-15.106	1186	.000	.000
1・2回生	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	-.339	.585	.005	-.350	-.329	-65.335	12662	.000	.000

対応のあるサンプルの効果サイズ

コース	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Standardizer ^a	ポイント推定	95%信頼区間		
					下限	上限	
学校スポーツ教育	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Cohenのd	.663	-.712	-.775	-.649
			Hedgesの補正	.663	-.712	-.775	-.649
スポーツビジネス	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Cohenのd	.613	-.626	-.694	-.558
			Hedgesの補正	.614	-.626	-.693	-.558
健康・トレーニング	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Cohenのd	.666	-.623	-.676	-.570
			Hedgesの補正	.666	-.623	-.675	-.570
コーチング	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Cohenのd	.560	-.512	-.556	-.468
			Hedgesの補正	.560	-.512	-.556	-.468
野外レクリエーションスポーツ	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Cohenのd	.626	-.509	-.599	-.419
			Hedgesの補正	.627	-.508	-.598	-.418
生涯スポーツ	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Cohenのd	.460	-.438	-.498	-.379
			Hedgesの補正	.461	-.438	-.498	-.379
1・2回生	ペア 1	学力3要素a - 学力3要素b	Cohenのd	.585	-.581	-.599	-.562
			Hedgesの補正	.585	-.581	-.599	-.562

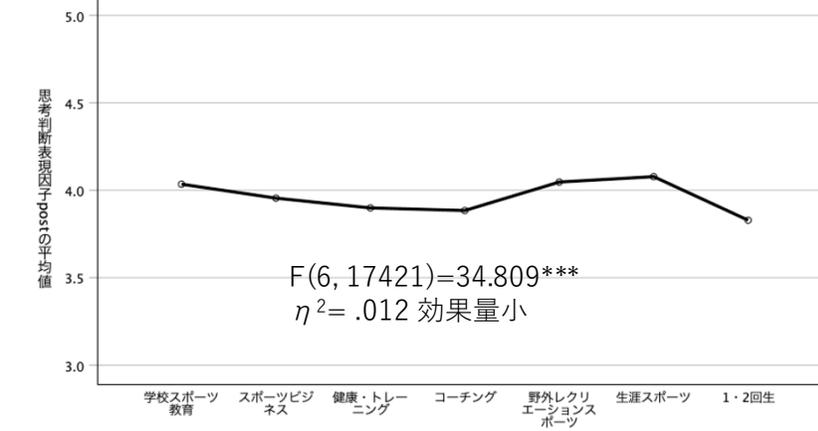
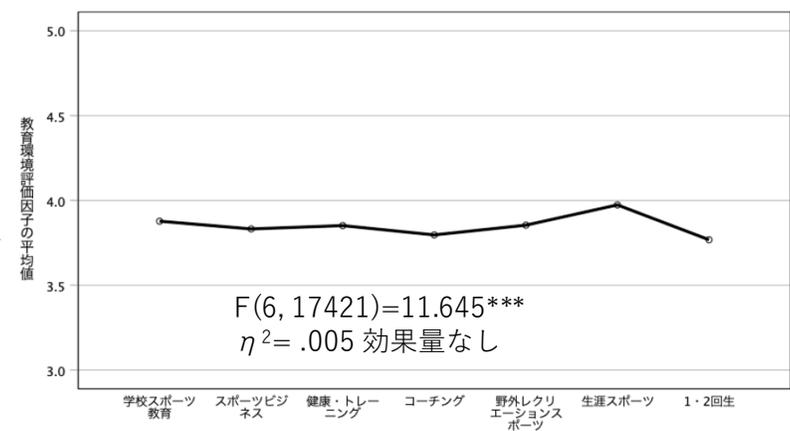
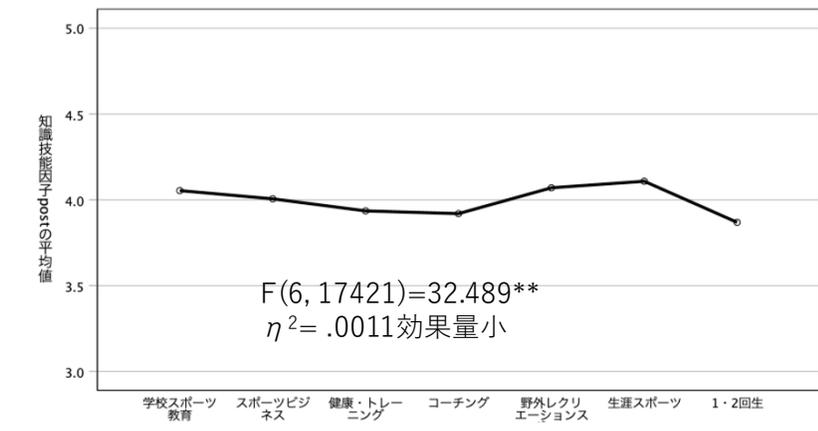
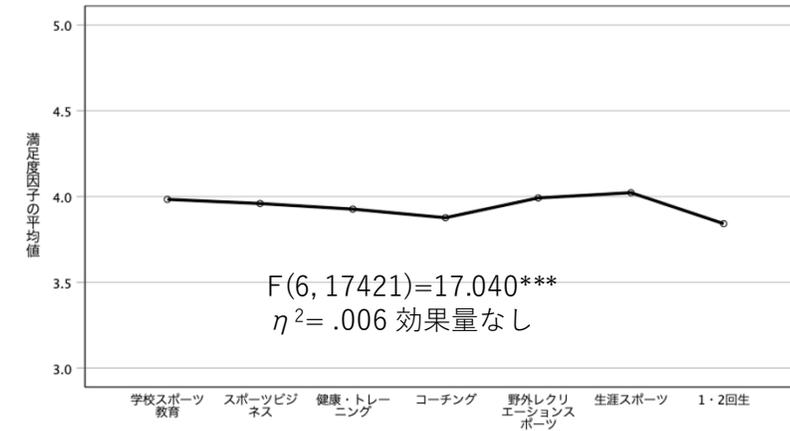
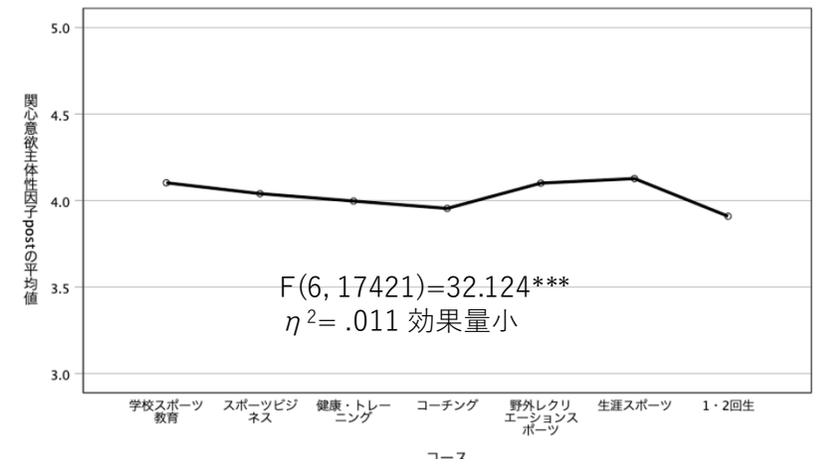
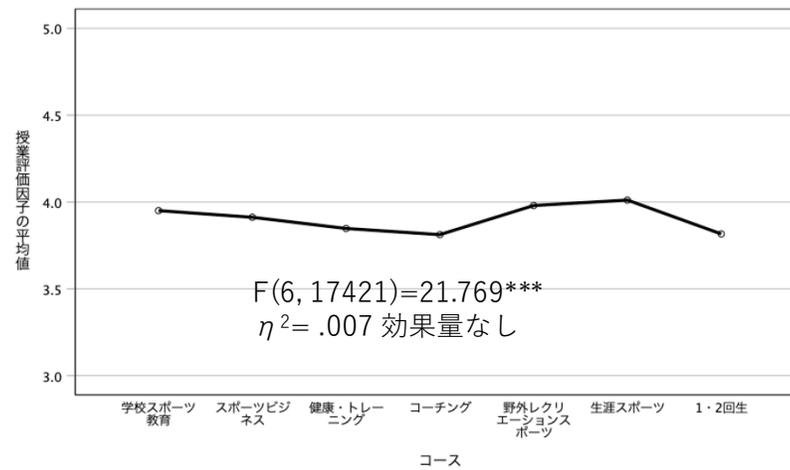
a. 効果サイズの推定に使用する分母。
Cohenのdは、平均値の差のサンプル標準偏差を使用します。
Hedgesの補正は、平均値の差のサンプル標準偏差と補正係数を使用します。

「学力の3要素」の総合得点について、授業開始時点と終了時の変化を検証した結果、すべてのコースおよび1・2年生において、0.1%水準で有意な向上が認められた。しかし、その教育効果には違いが見られた。効果量の大きさを並べると、以下の順となる。学校スポーツ教育コース (d = 0.712)、スポーツビジネスコース (d = 0.626)、健康・トレーニングコース (d = 0.623)、1・2年生 (d = 0.58)、コーチングコース (d = 0.512)、野外レクリエーションスポーツコース (d = 0.509)、生涯スポーツコース (d = 0.438) この結果は、教育効果がコースや学年によって異なることを示唆している。特に、学校スポーツ教育コースは最も高い効果量を示しており、生涯スポーツコースが最も低い効果量であった。

.20 ≤ d < .50 : 効果量小, .50 ≤ d < .80 : 効果量中, d ≥ .80 : 効果量大

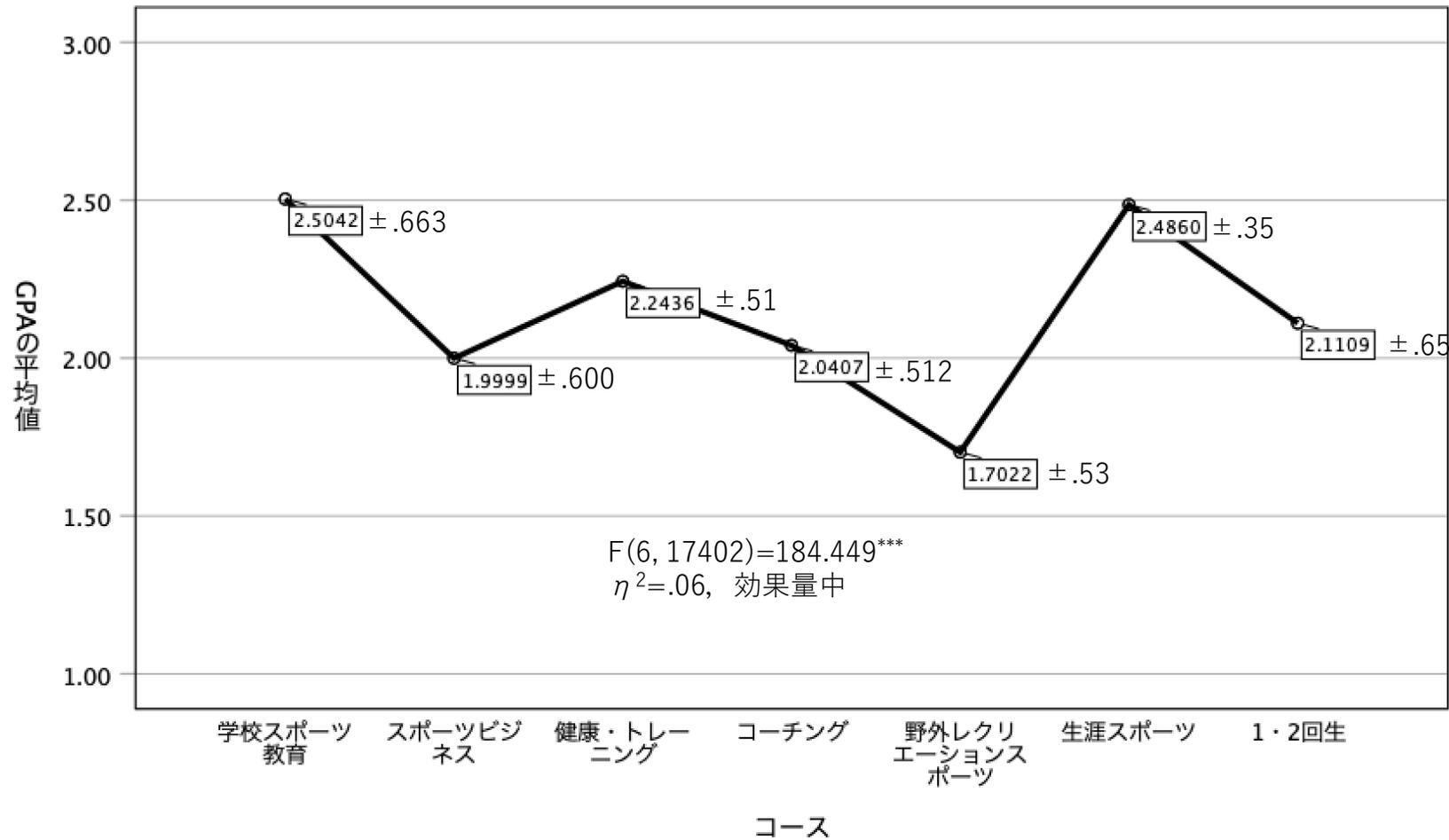
10. 2024年度コース間比較

コース間の授業評価、授業満足度、および教育環境評価因子の比較を行った結果、0.1%水準で有意差が認められた。しかし、効果量はごくわずかであり、これはタイプ1エラー（偽陽性）による有意差である可能性が高い。したがって、これらの因子に関しては、コース間に実質的な差異はないと判断される。一方、学力の3要素については、同様に0.1%水準で有意差が認められた。この場合の効果量は小程度であり、統計的に有意な差がわずかながらも存在すると結論付けられる。



η²<.01:効果なし, .01 ≤ η²<.06: 効果量小, .06 ≤ η²<.14: 効果量中, .14 ≤ η²: 効果量大, :p<.05, **p<.01, ***p<.001

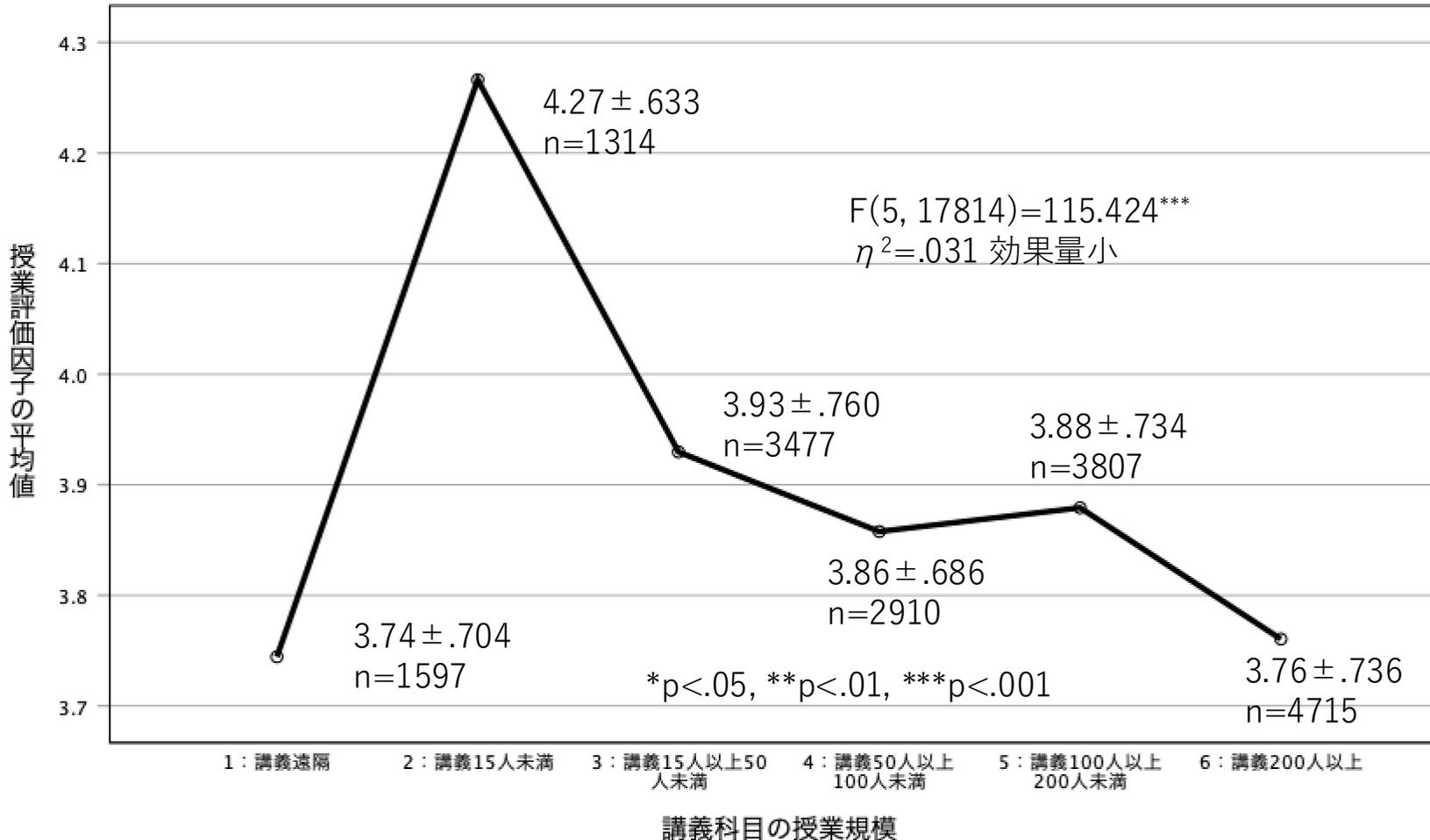
11. 2024年度GPA比較



学校スポーツ教育コースと生涯スポーツコース間、およびスポーツビジネスコースとコーチングコース間を除くすべてのコース間で、教育効果に5%水準で有意差が認められた。

$\eta^2 < .01$: 効果なし, $.01 \leq \eta^2 < .06$: 効果量小, $.06 \leq \eta^2 < .14$: 効果量中, $.14 \leq \eta^2$: 効果量大, $p < .05$, $**p < .01$, $***p < .001$

12.1 授業形態・規模比較（講義授業評価因子）



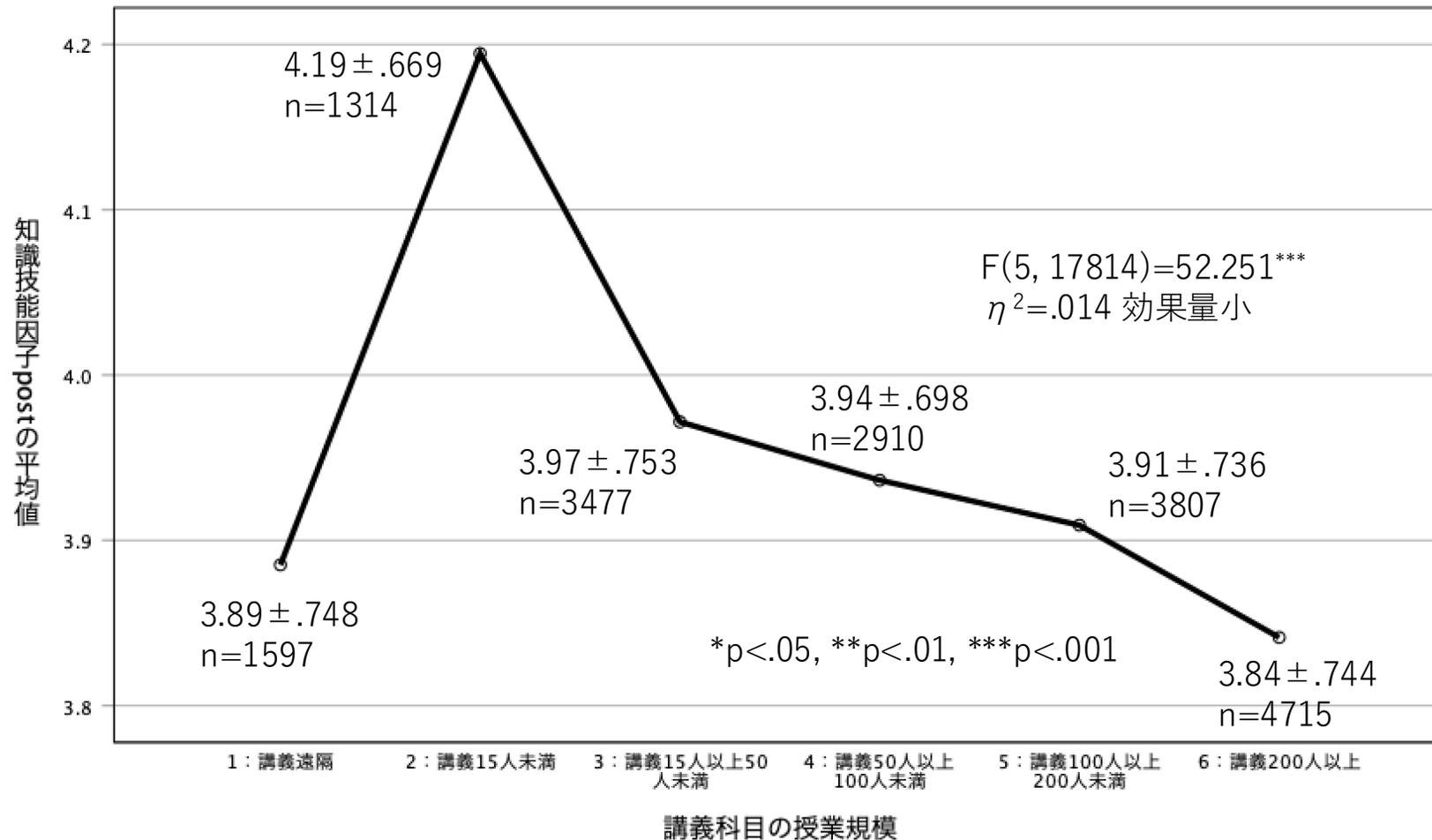
多重比較 (turkey) : 1<2*** (中), 1<3*** (小), 1<4*** (なし), 1<5*** (小), 2>3*** (小), 2>4*** (中), 2>5*** (中), 2>6*** (中), 3>4** (なし), 3>5* (なし), 3>6*** (小), 4>6*** (なし) 括弧内は効果量(Cohen'd)の大きさ

$\eta^2<.01$:効果なし, $.01 \leq \eta^2 <.06$:効果量小, $.06 \leq \eta^2 <.14$:効果量中, $.14 \leq \eta^2$:効果量大

注) 中井俊樹, クラス規模は授業評価にどのような影響を与えるのか. 名古屋高等教育研究, 6, pp.5-19, 2006.

授業規模別の授業評価因子を比較した結果, 授業規模が小さくなるほど授業評価が有意に高くなり, 授業規模が大きくなるほど授業評価が低くなるという負の関係が認められた. この傾向は先行研究とも一致している. 中井 (2006) は, 授業規模の拡大が, 学生の学習意欲, 質問や意見の機会, 時間外学習の促進, 教育環境への満足度, 内容の理解度, 教員の熱意, 知的刺激度, 学習目標の達成, 総合的な満足度を低下させると指摘している. こうした知見は, McKeachie (1980, 1990), Feldman (1984), Bolander (1973), Chau (1997) といった国外の研究者によっても同様に報告されている. この結果は, 学生学修効果を高めるためには, 授業規模を適切に設定することが重要であることを示唆している. また, 遠隔授業の学修効果は, 授業規模200人以上の大規模授業と同程度であることも明らかになった.

12.2 授業形態・規模比較（知識技能因子）

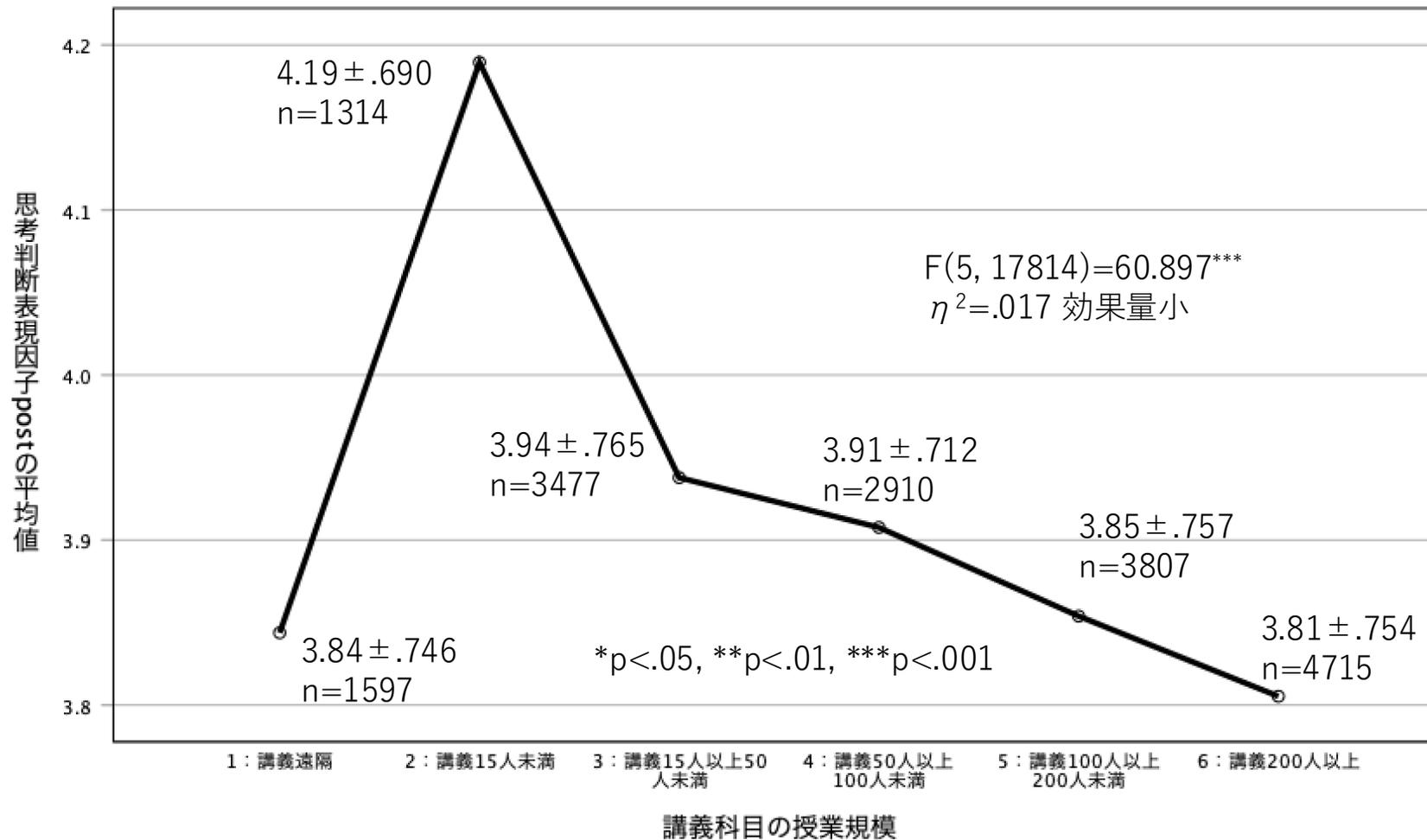


授業評価因子と同様に、授業規模が知識・技能因子に負の影響を与えることが明らかになった。具体的には、授業規模が小さいほど知識・技能の獲得度が有意に高く、規模が大きくなるほど有意に低くなるという負の関係が認められた。また、遠隔授業における知識・技能の獲得度は、授業規模200人以上の大規模授業よりもわずかに高いものの、有意な差は認められなかった。この結果は、学生の学修成果を最大化するためには、特に知識・技能の習得が重要となる科目において、授業規模を適切に管理する必要性を示唆している。

多重比較 (turkey) : 1<2*** (小), 1<3** (なし), 2>3*** (小), 2>4*** (小), 2>5*** (小), 2>6*** (小), 3>5** (なし), 3>6*** (なし), 4>6*** (なし) 括弧内は効果量(Cohen's d)の大きさ

$\eta^2 < .01$: 効果なし, $.01 \leq \eta^2 < .06$: 効果量小, $.06 \leq \eta^2 < .14$: 効果量中, $.14 \leq \eta^2$: 効果量大

12.3 思考判断表現因子の授業形態・規模比較

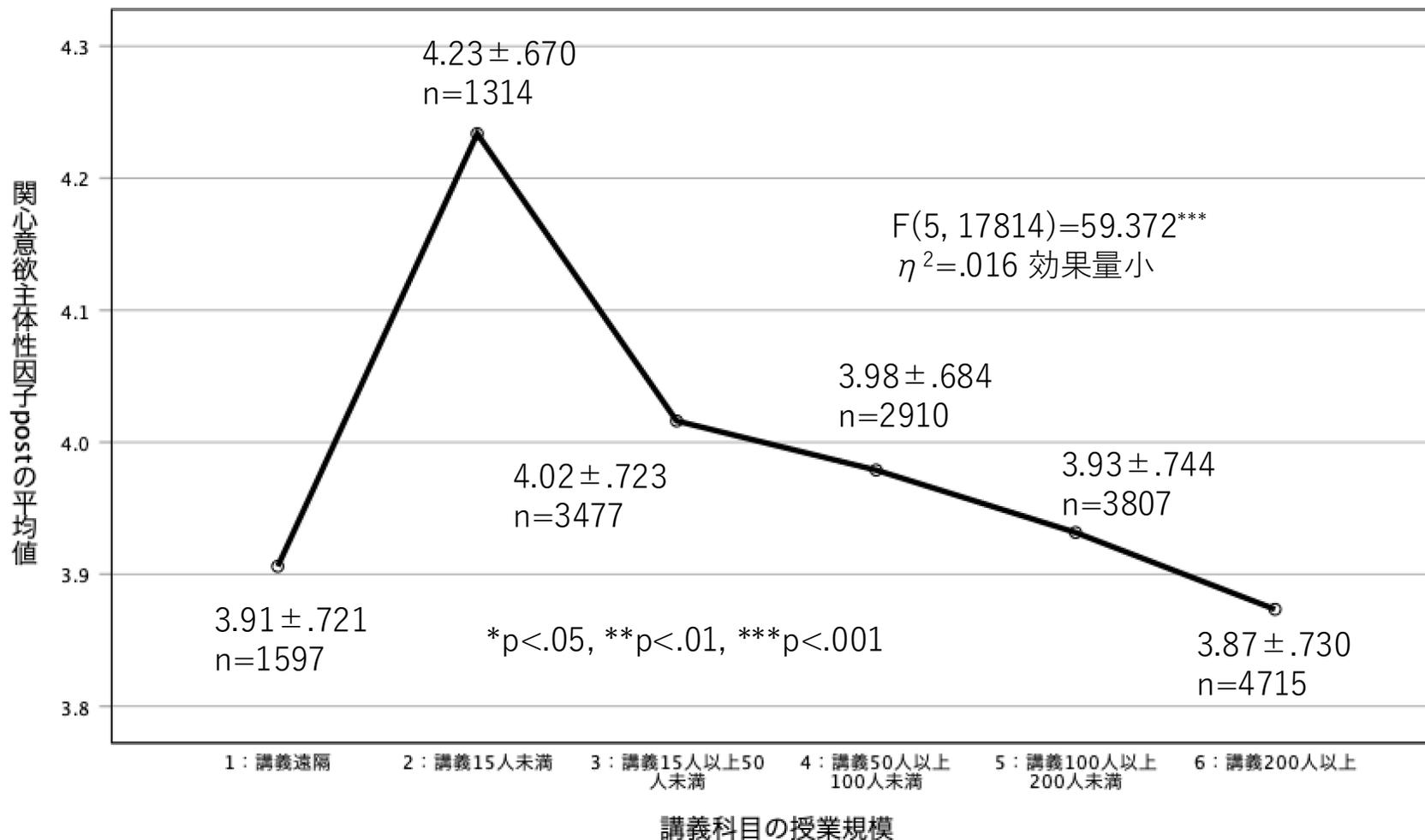


思考・判断・表現因子も他の学力獲得要素と同様の傾向を示した。具体的には、授業規模とこの因子に負の関係が認められ、授業規模が小さくなるほど、学生の思考・判断・表現能力の獲得度が有意に高くなることが示唆された。また、遠隔授業における思考・判断・表現能力の獲得度は、授業規模200人以上の大規模授業よりは高いものの、100人未満の少人数授業には及ばない傾向が見られた。この結果は、学生の思考力や表現力を育成するためには、少人数での対面授業がより効果的であることを示唆している。

多重比較 (turkey) : 1<2*** (小), 1<3*** (小), 2>3*** (小), 2>4*** (小), 2>5*** (小), 2>6*** (中), 3>5*** (なし), 3>6*** (なし), 4>5* (なし), 4>6*** (なし), 5>6* (なし) 括弧内は効果量(Cohen's d)の大きさ

$\eta^2<.01$:効果なし, $.01 \leq \eta^2<.06$:効果量小, $.06 \leq \eta^2<.14$:効果量中, $.14 \leq \eta^2$:効果量大

12.4 関心意欲主体性因子の授業形態・規模比較

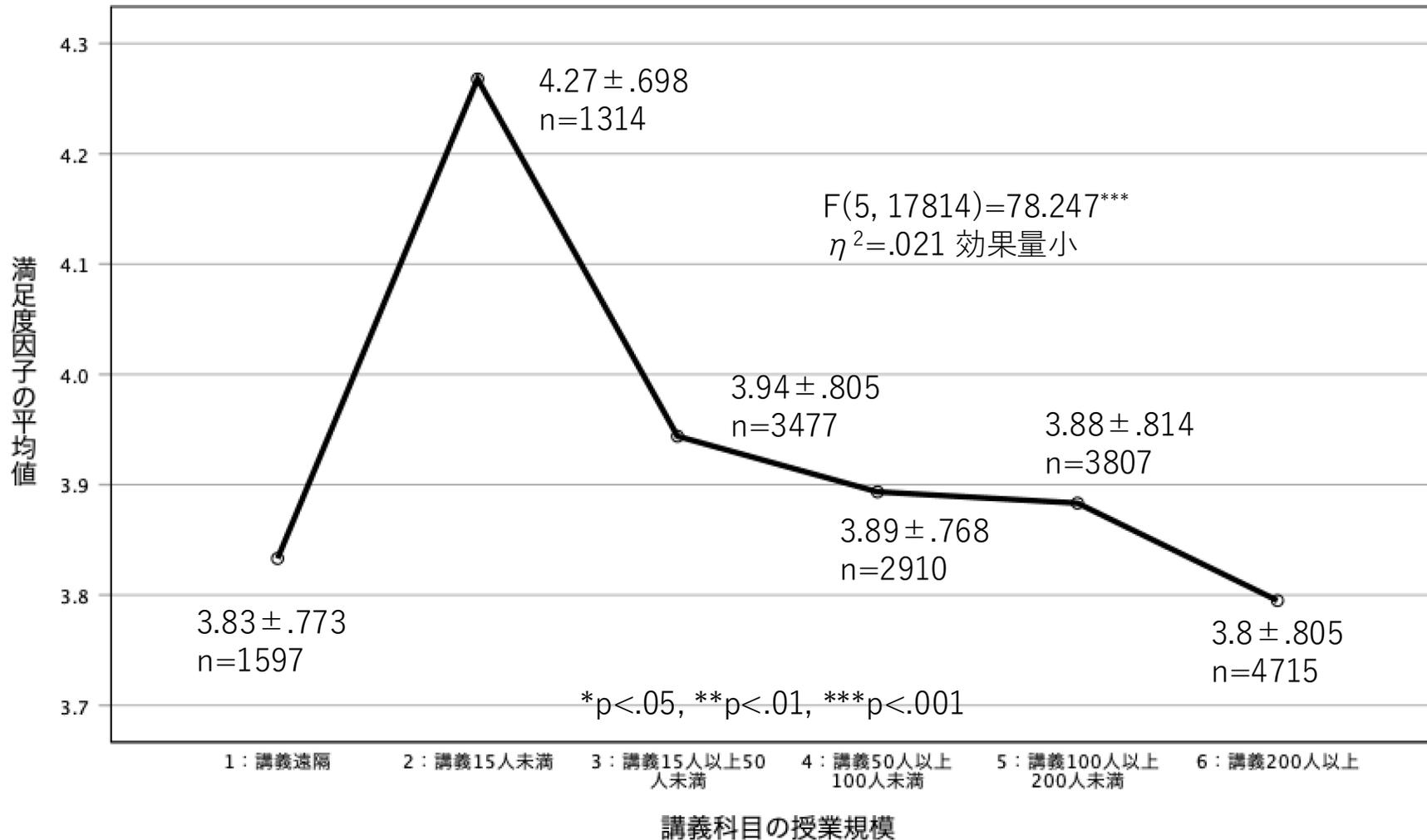


関心・意欲・主体性因子も、授業評価因子、知識・技能因子、思考・判断・表現因子と同様の傾向を示した。具体的には、授業規模とこの因子には負の関係が認められ、授業規模が小さくなるほど、学生の関心・意欲・主体性が有意に高くなることが示唆された。この結果は、学生の能動的な学習態度を育成するためには、少人数でのきめ細やかな指導がより効果的であることを示している。

多重比較 (turkey) : 1<2*** (小), 1<3*** (なし), 1<4* (なし), 2>3*** (小), 2>4*** (小), 2>5*** (小), 2>6*** (中), 3>5*** (なし), 3>6*** (小), 4>6*** (なし) 括弧内は効果量の大きさ

$\eta^2<.01$:効果なし, $.01 \leq \eta^2 < .06$:効果量小, $.06 \leq \eta^2 < .14$:効果量中, $.14 \leq \eta^2$:効果量大

12.5 満足度因子の授業形態・規模比較

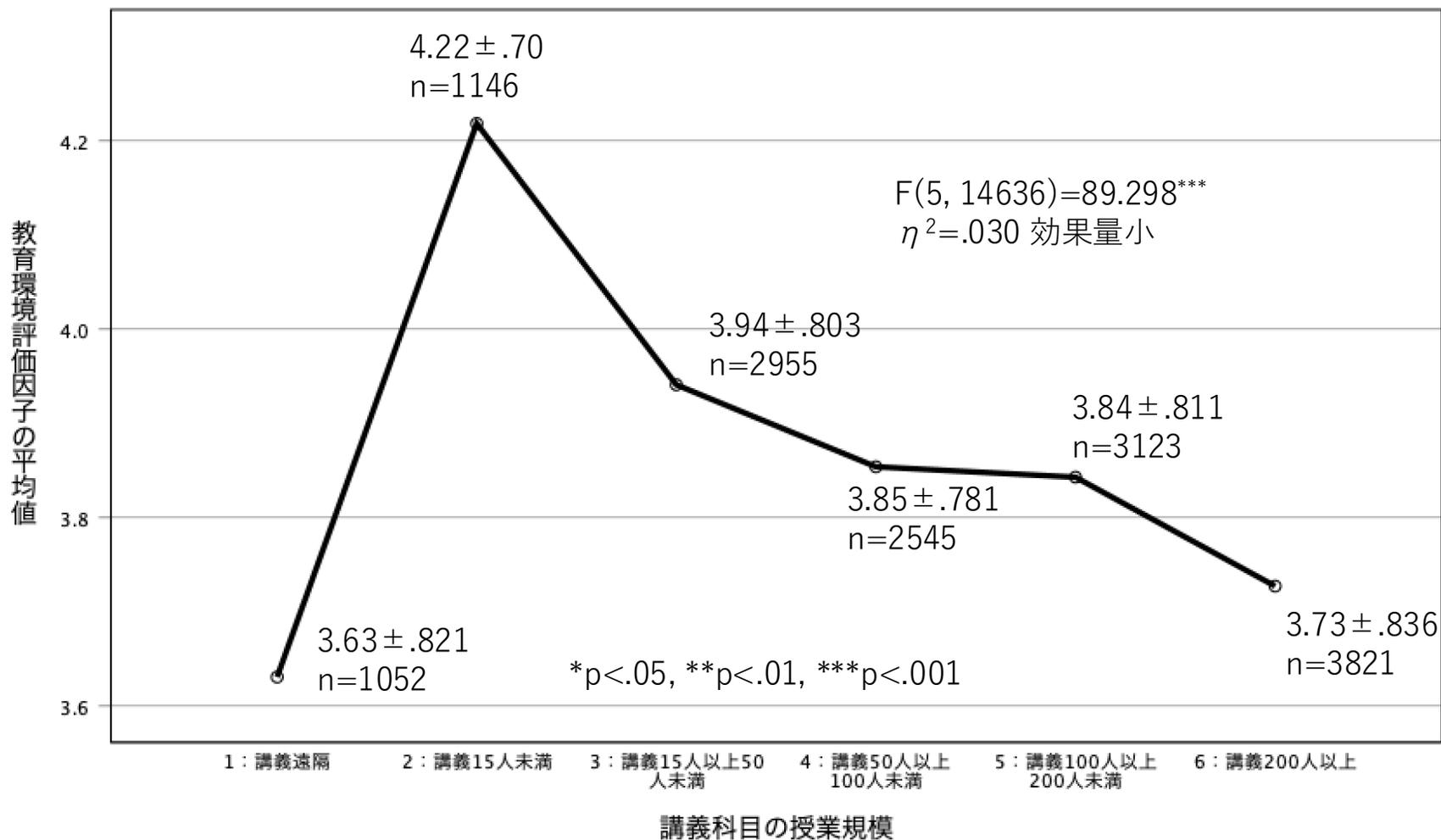


授業満足度因子も、授業評価因子、知識・技能因子、思考・判断・表現因子、関心・意欲・主体性因子と同様の傾向を示しました。具体的には、授業規模と授業満足度には負の関係が認められ、授業規模が小さくなるほど、学生の授業満足度が有意に高くなることが示唆されました。この結果は、少人数での授業が学生の満足度向上に効果的であることを示唆している。一方、授業規模が大きい場合は遠隔授業と差がなくなることも確認された。

多重比較 (turkey) : 1<2^{***}(中), 1<3^{***}(なし), 2>3^{***}(小), 2>4^{***}(中), 2>5^{***}(中), 2>6^{***}(中), 3>5^{*}(なし), 3>6^{***}(なし), 4>6^{***}(なし) 括弧内は効果量の大きさ

$\eta^2<.01$:効果なし, $.01 \leq \eta^2 < .06$:効果量小, $.06 \leq \eta^2 < .14$:効果量中, $.14 \leq \eta^2$:効果量大

12.6 教育環境評価の授業形態・規模比較

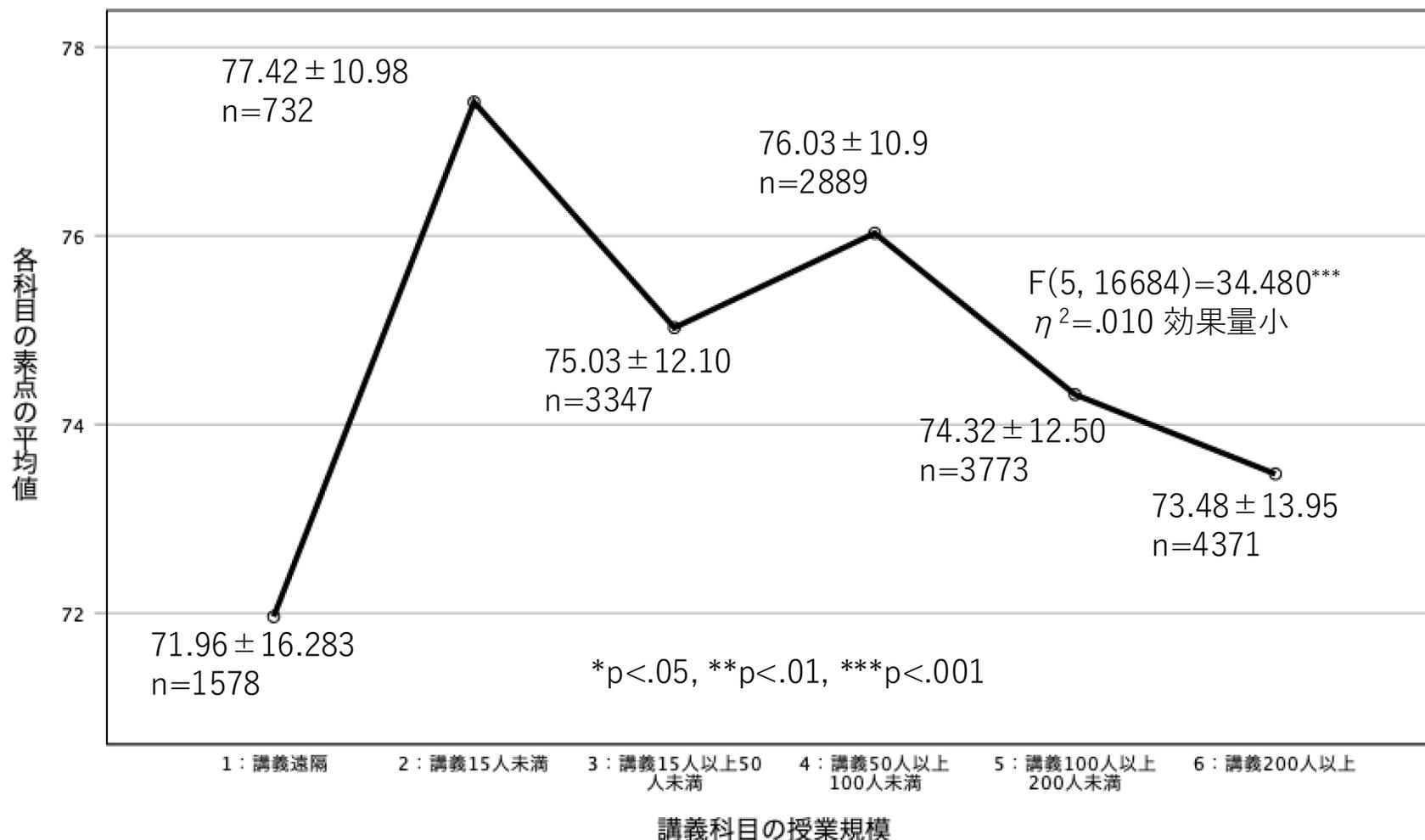


教育環境評価因子も、他の評価因子と同様の傾向を示した。具体的には、授業規模と教育環境評価には負の関係が認められ、授業規模が大きくなるほど、学生の教育環境に対する評価が有意に低下することが示唆された。この結果は、学生の教育環境への満足度を維持・向上させるためには、少人数でのきめ細やかな環境整備が効果的であることを示している。

多重比較 (turkey) : 1<2*** (中), 1<3*** (小), 1<4*** (小), 1<5*** (小), 1<6** (なし), 2>3*** (小), 2>4*** (小), 2>5*** (小), 2>6*** (中), 3>4** (なし), 3>5*** (なし), 3>6*** (小), 4>6*** (なし) 括弧内は効果量の大きさ

$\eta^2<.01$:効果なし, $.01 \leq \eta^2 < .06$:効果量小, $.06 \leq \eta^2 < .14$:効果量中, $.14 \leq \eta^2$:効果量大

12.7 素点の授業形態・規模比較



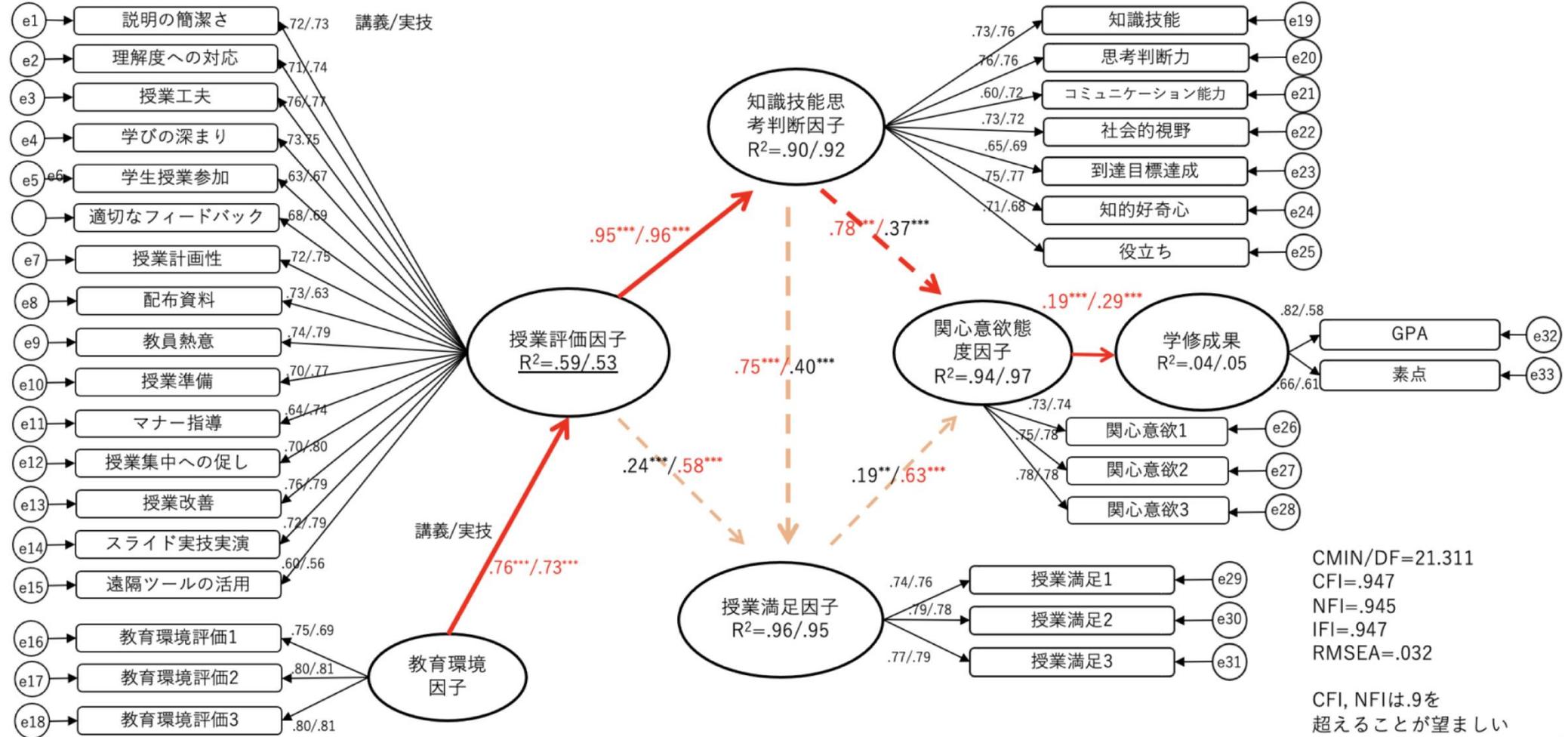
授業規模別の学習成果（素点）を比較した結果、授業規模が小さいほど素点が高く、規模が大きくなるほど素点が低くなるという負の関係が認められた。さらに、遠隔授業の素点は、授業規模200人以上の大規模授業よりもさらに低い傾向を示した。この結果は、学生の学業成績を向上させるためには、少人数での対面授業がより効果的であることを示唆している。

多重比較 (turkey) : 1<2*** (小), 1<3*** (小), 1<4*** (小), 1<5** (なし), 1<6** (なし), 2>3*** (小), 2>5*** (小), 2>6*** (小), 3>4* (なし), 3>6*** (なし), 4>5*** (なし), 4>6*** (小) 括弧内は効果量の大きさ

$\eta^2<.01$:効果なし, $.01 \leq \eta^2 < .06$:効果量小, $.06 \leq \eta^2 < .14$:効果量中, $.14 \leq \eta^2$:効果量大

2022年度授業評価モデル

2022前後期講義モデル(学修成果)：下のパス図は講義と実技にわけた多母集団同時分析である。パス係数を確認すると、講義と実技で、授業評価因子、知識技能因子、授業満足度因子、関心意欲態度因子への因果関係に違いがあることが確認できる。講義では授業評価因子は主に知識技能思考判断因子を介して関心意欲態度因子へ正の影響を与えているが、実技では満足度因子を介して関心意欲態度因子へ正の影響を与える間接効果が強い。両者に共通しているのは、教育環境因子の評価が高い学生ほど授業評価因子の評価が高いことと、関心意欲態度因子が高い学生ほど、学修成果も高い点である。こうした傾向は例年通りである。



CMIN/DF=21.311
CFI=.947
NFI=.945
IFI=.947
RMSEA=.032

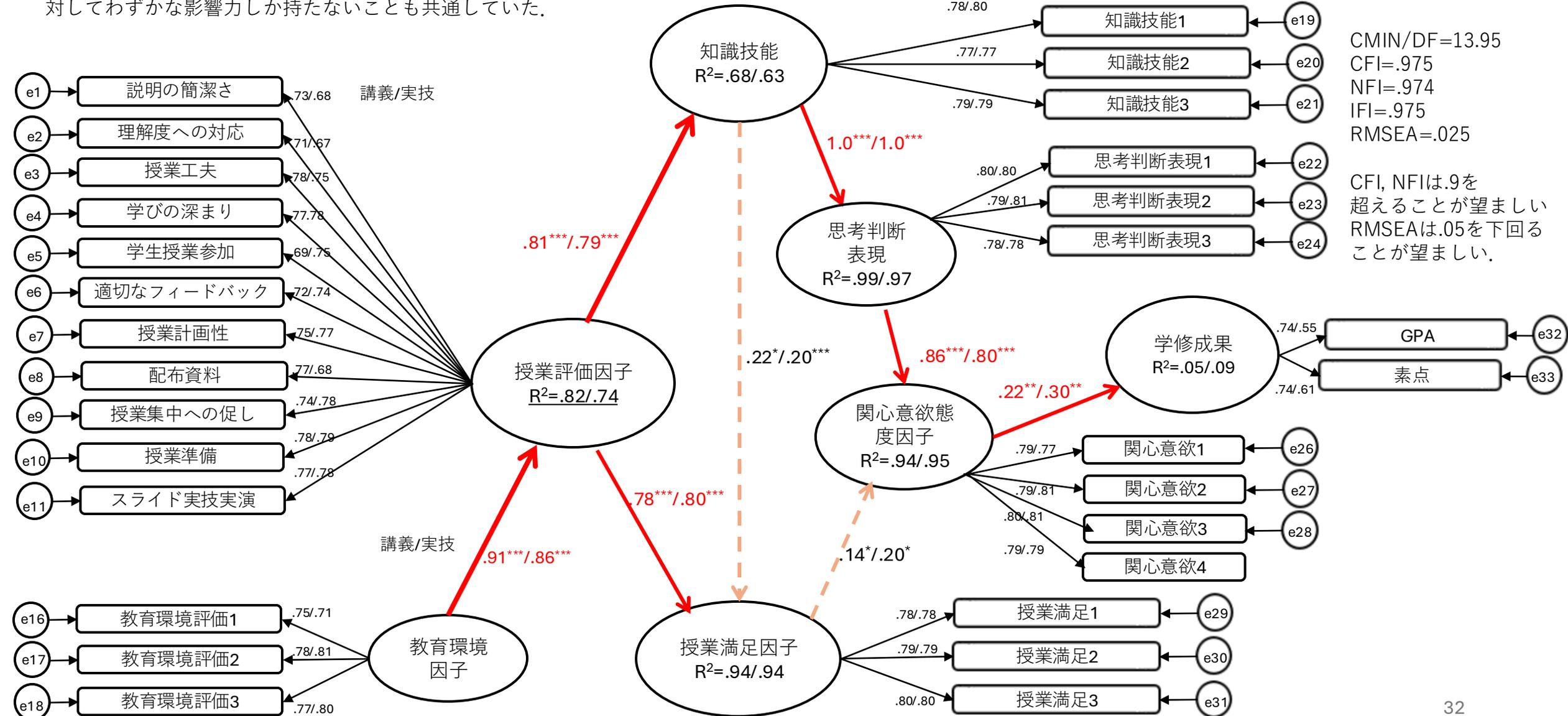
CFI, NFIは.9を
超えることが望ましい
RMSEAは.05を下回ることが
望ましい。

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

図 2022年度前後期授業評価因子(講義・実技)のパス図

2024年度授業評価モデル

講義科目と実技科目の授業評価データを、多母集団同時構造方程式モデルを用いて分析した。2022年の同モデルでは、講義と実技の間で因果関係の方向性や強さに違いが認められたが、2024年のモデルではその違いがなくなっていることが確認された。分析の結果、講義科目・実技科目のいずれにおいても、授業評価因子は主に知識・技能因子と思考・判断・表現因子を経由して、関心・意欲・態度因子に正の影響を与えることが明らかになった。また、授業満足度因子は、関心・意欲・態度因子の向上に対してわずかな影響力しか持たないことも共通していた。

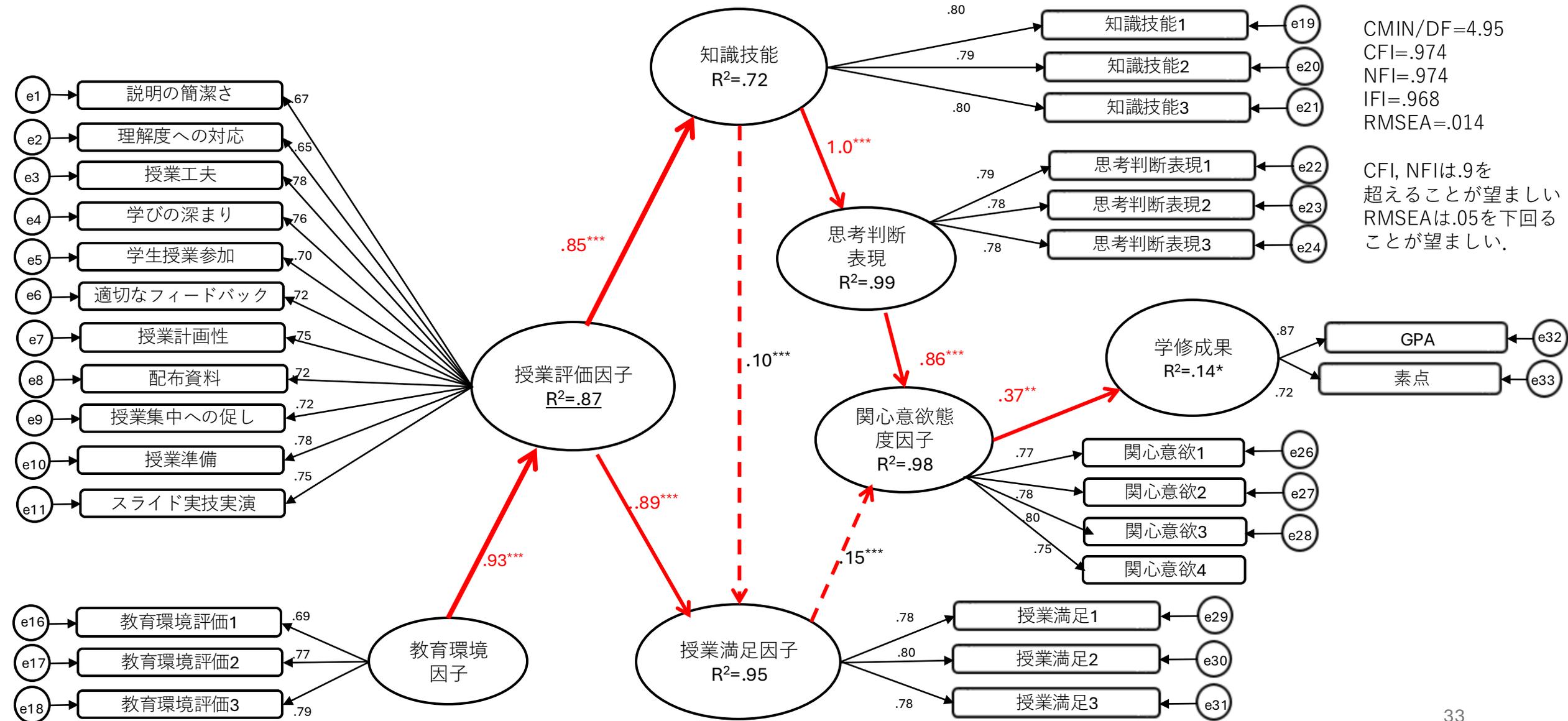


CMIN/DF=13.95
CFI=.975
NFI=.974
IFI=.975
RMSEA=.025

CFI, NFIは.9を超えることが望ましい
RMSEAは.05を下回ることが望ましい。

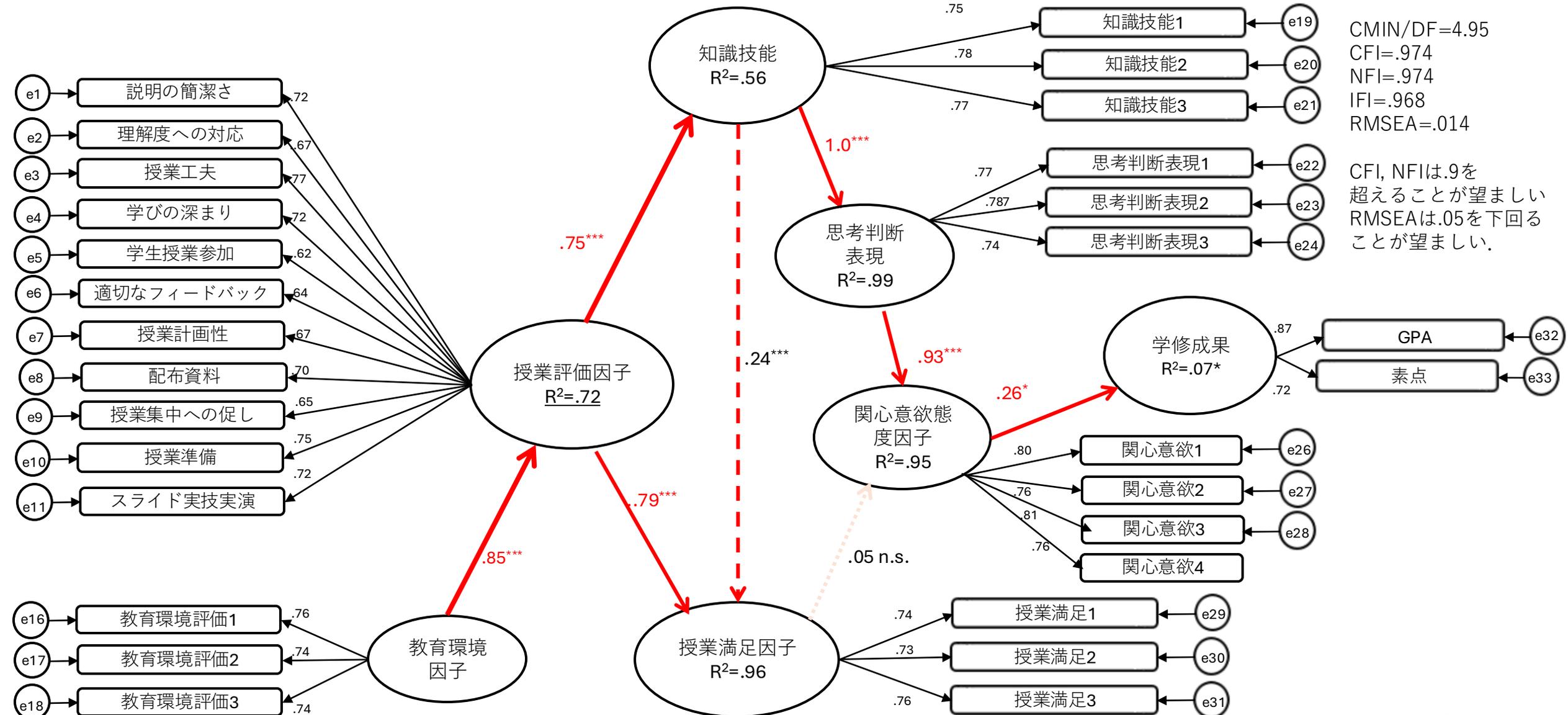
* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

学校スポーツ教育コース：授業に満足したことよりも、授業評価が知識技能因子に正の強い影響を与え、知識技能因子が思考判断表現因子を高め、思考判断表現因子が関心意欲因子をたかめるといふ学力3要素の有機的な関係性が顕著に表れている。



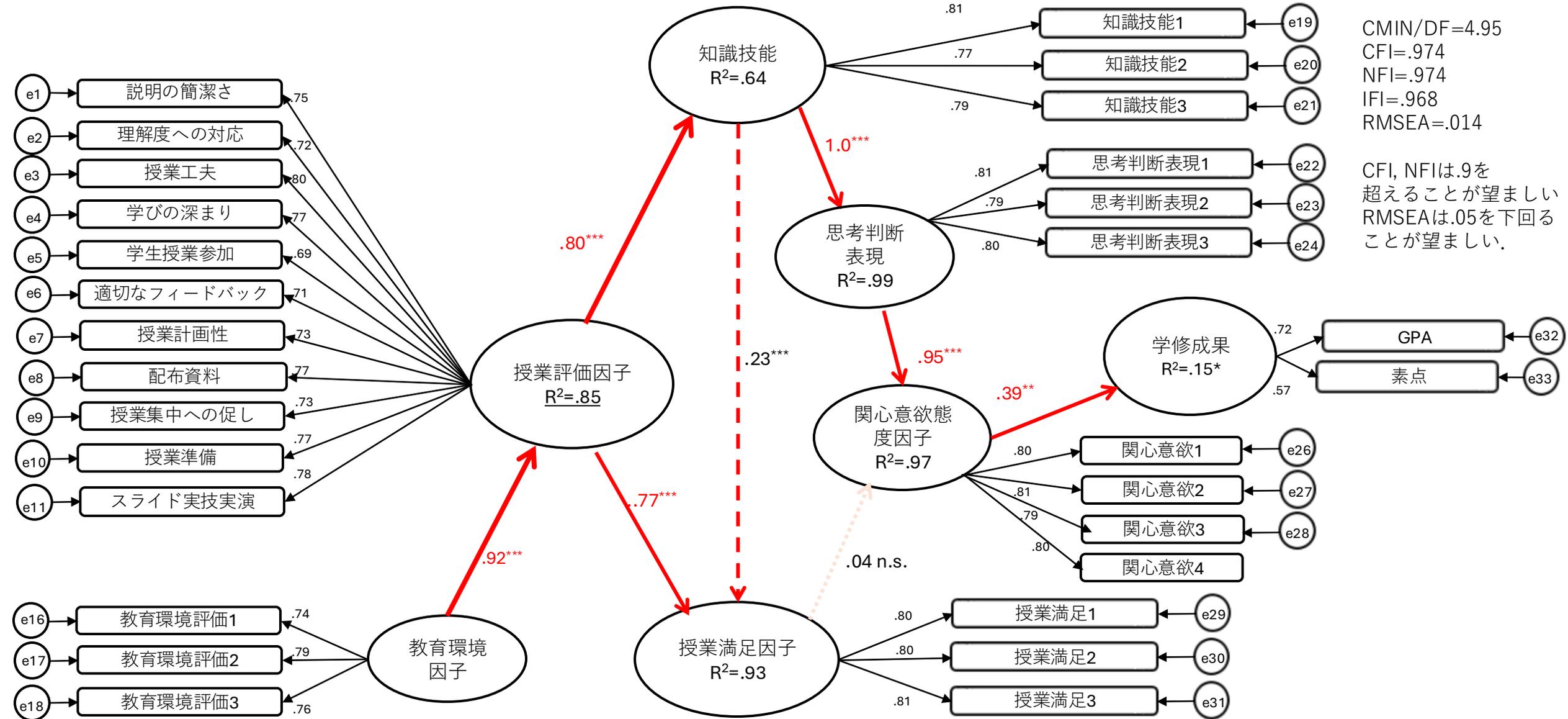
* p<.05, ** p<.01, *** p<.001

スポーツビジネス・メディアコース：授業に満足したことよりも、授業評価が知識技能因子に正の影響を与え、知識技能因子が思考判断表現因子を高め、思考判断表現因子が関心意欲因子をたかめるといふ学力3要素の有機的な関係性が表れている。



*p<.05, **p<.01, ***p<.001

健康トレーニングコース：授業に満足したことよりも，授業評価が知識技能因子に正の影響を与え，知識技能因子が思考判断表現因子を高め，思考判断表現因子が関心意欲因子をたかめるという学力3要素の有機的な関係性が表れている。

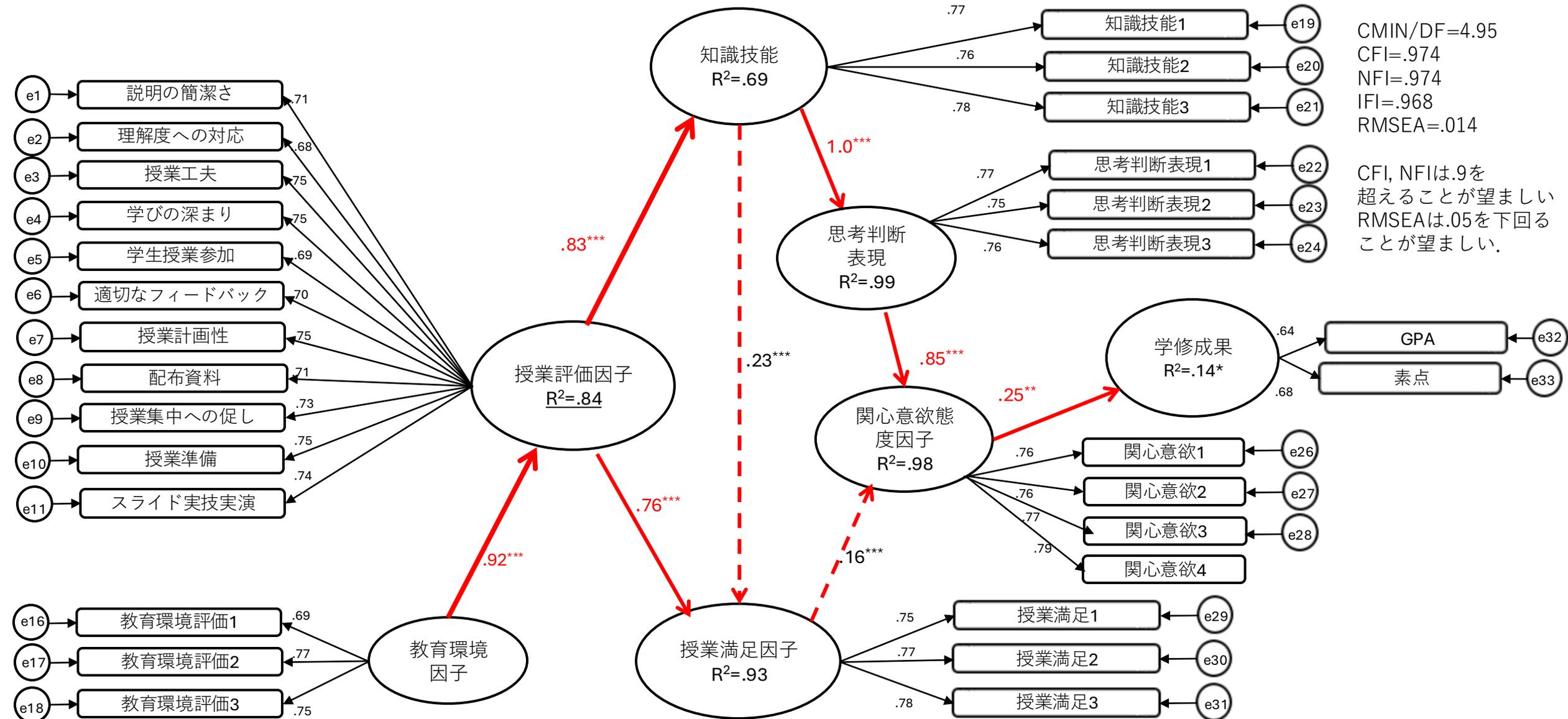


CMIN/DF=4.95
CFI=.974
NFI=.974
IFI=.968
RMSEA=.014

CFI, NFIは.9を超えることが望ましい
RMSEAは.05を下回ることが望ましい。

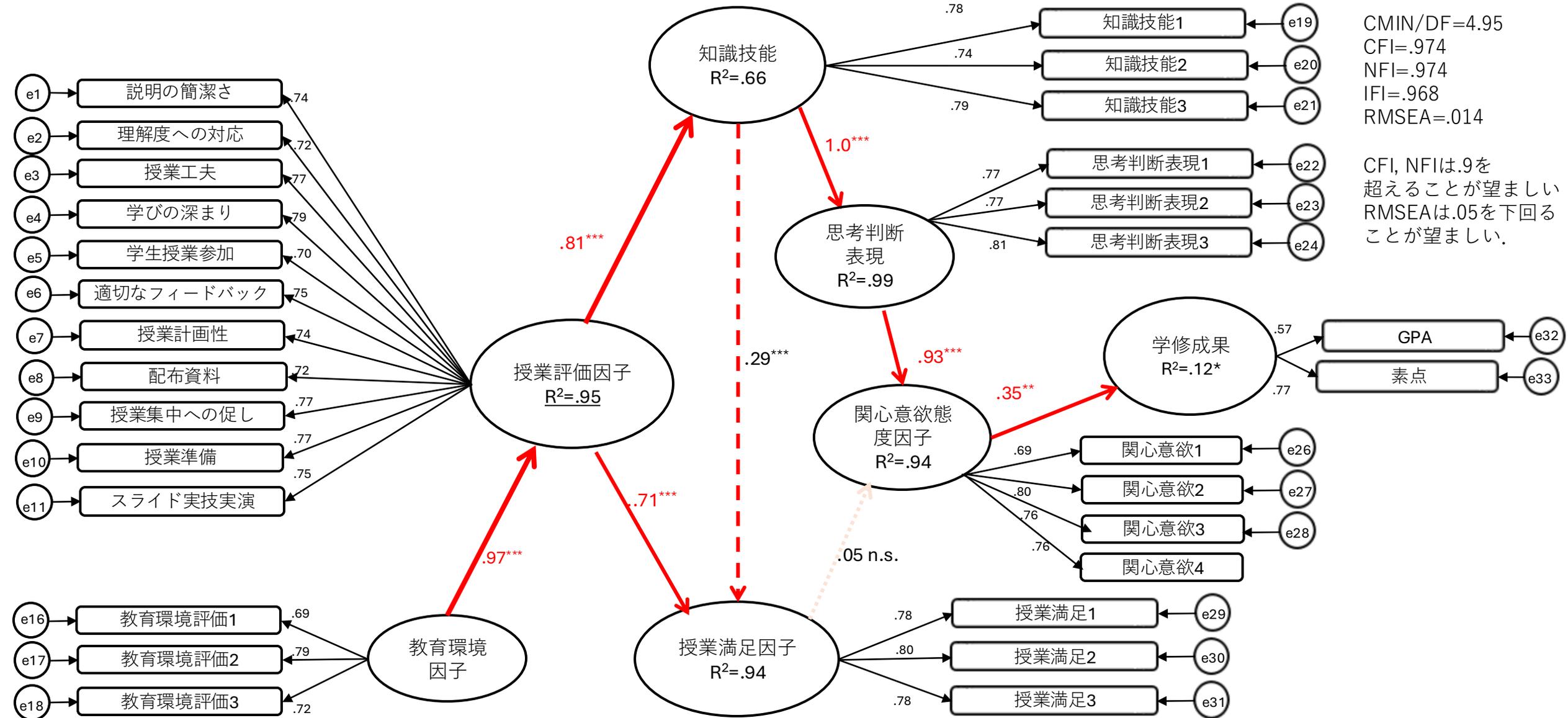
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

コーチングコース：授業に満足したことよりも、授業評価が知識技能因子に正の影響を与え、知識技能因子が思考判断表現因子を高め、思考判断表現因子が関心意欲因子をたかめるといふ学力3要素の有機的な関係性が表れている。関心意欲が学修成果に与える影響が小さめである。



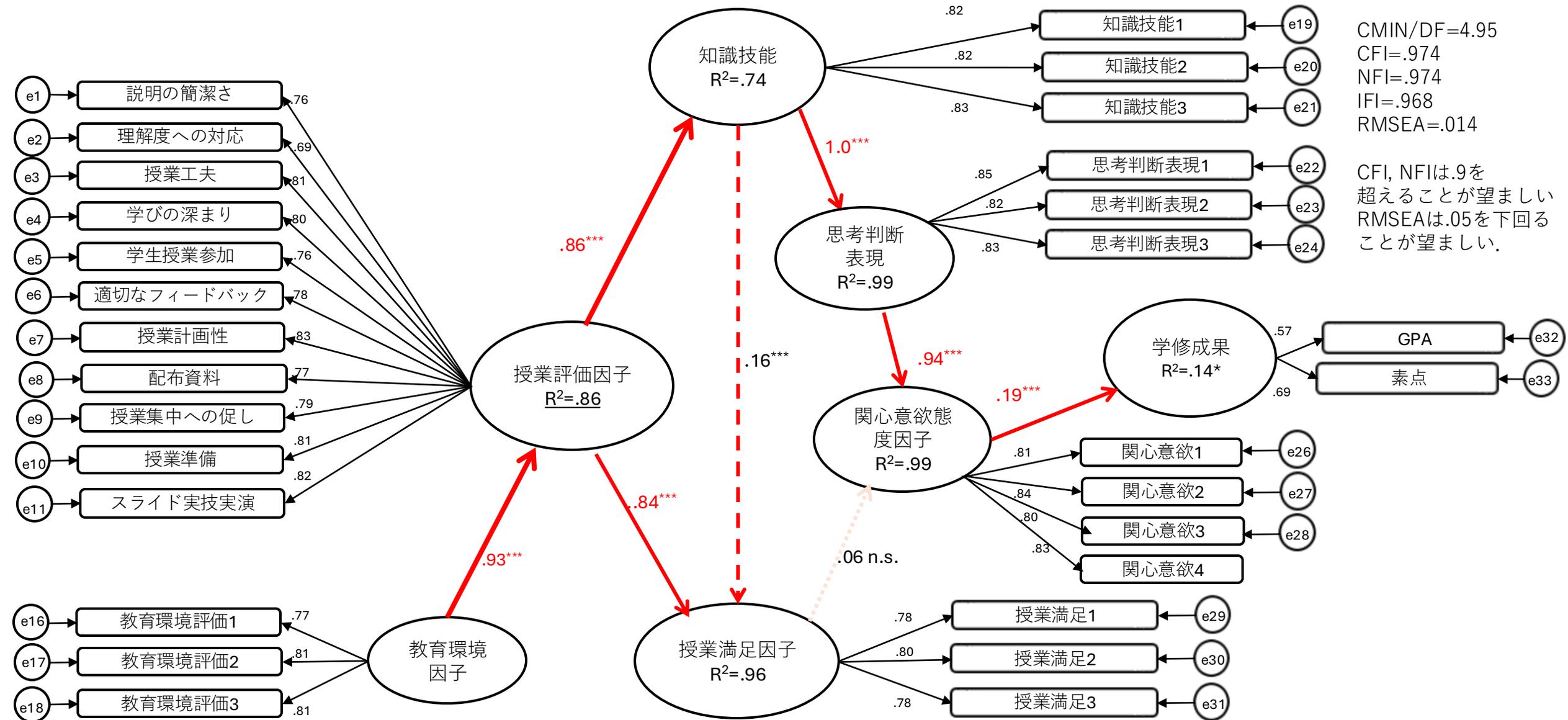
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

野外レクリエーションスポーツコース：授業に満足したことよりも，授業評価が知識技能因子に正の影響を与え，知識技能因子が思考判断表現因子を高め，思考判断表現因子が関心意欲因子をたかめるという学力3要素の有機的な関係性が表れている。



* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

生涯スポーツコース：授業に満足したことよりも，授業評価が知識技能因子に正の影響を与え，知識技能因子が思考判断表現因子を高め，思考判断表現因子が関心意欲因子をたかめるという学力3要素の有機的な関係性が表れている．関心意欲が学修成果に与える影響が小さい．

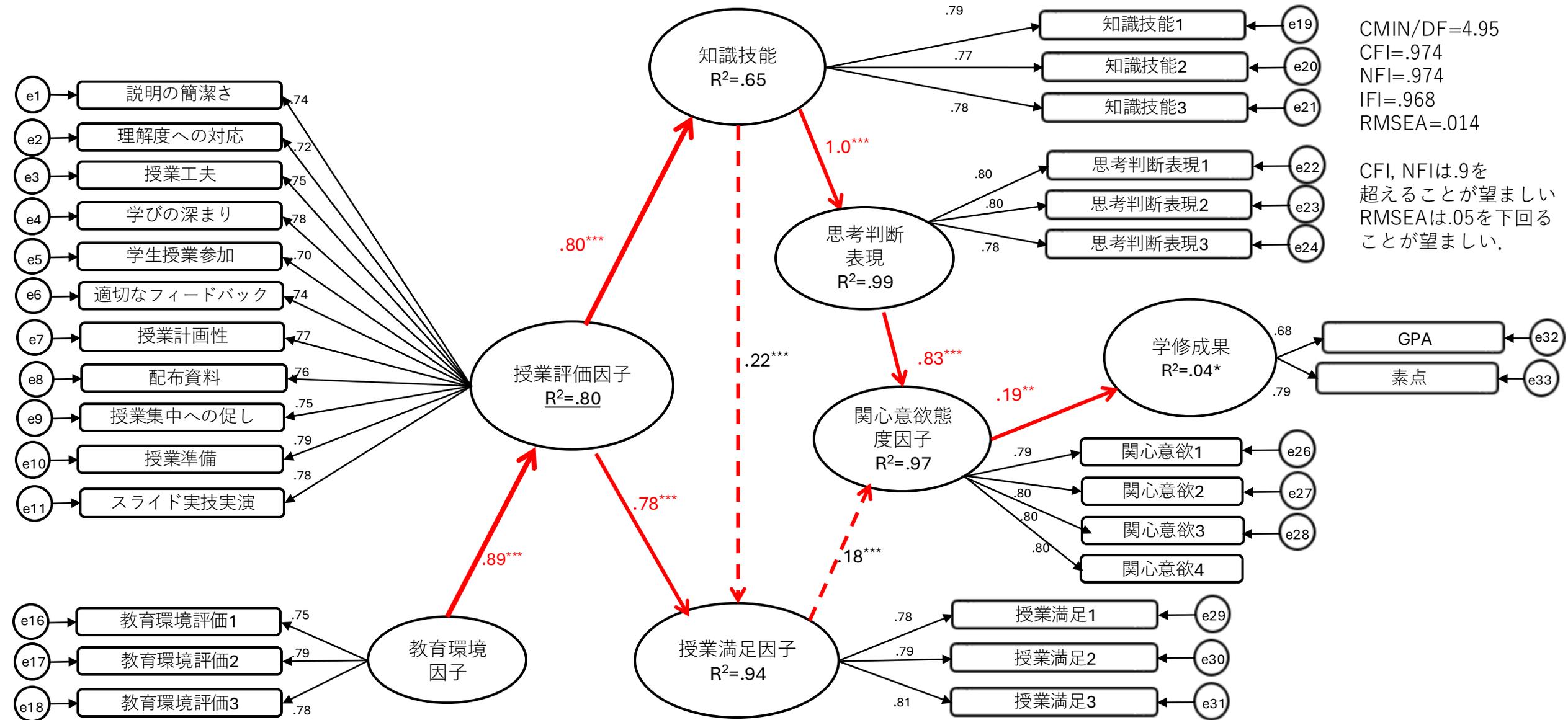


CMIN/DF=4.95
CFI=.974
NFI=.974
IFI=.968
RMSEA=.014

CFI, NFIは.9を超えることが望ましい
RMSEAは.05を下回ることが望ましい.

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

1・2回生：授業に満足したことよりも，授業評価が知識技能因子に正の影響を与え，知識技能因子が思考判断表現因子を高め，思考判断表現因子が関心意欲因子をたかめるといふ学力3要素の有機的な関係性が表れている．関心意欲が学修成果に与える影響が小さい．



CMIN/DF=4.95
CFI=.974
NFI=.974
IFI=.968
RMSEA=.014

CFI, NFIは.9を超えることが望ましい
RMSEAは.05を下回ることが望ましい.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

まとめ

2024年度の授業評価アンケートでは、同一回答（すべての設問に対して同じ回答）が15%（20,482件中3,054件）確認された。この傾向は、繰り返し注意喚起を行っているにもかかわらず継続している。同一回答の多くは「すべて3」「すべて4」「すべて5」といった高評価に偏っており、回答者の特徴として、1・2年生および生涯スポーツコースの学生が1%水準で有意に多いことが明らかになった。一方、同一回答をしない傾向が有意に高かったのは以下のコースである。1%水準: スポーツビジネスコース、健康・トレーニングコース、コーチングコース、5%水準: 学校スポーツコース、野外レクリエーションスポーツコースである。これらの結果は、1・2年生および生涯スポーツコースを担当する教員に対し、アンケート実施時の注意喚起を強化する必要性を示唆している。

授業難易度と授業レベルの分布を分析した結果、回答者の65%（20,482件中13,375件）が、難易度: 「適切」「難しい」「非常に難しい」授業レベル: 「非常に適切」「ほぼ適切」「右斜め上」の6つのセルに集中していた。このことから、学生の学習を促進するためには、授業内容が安易になりすぎないように、適切な難易度を設定することが重要である。また、授業に対する事前期待と事後評価の間には強い正の相関関係が認められた。特に、事前期待値と事後評価値がともに「3～5」の範囲にあるセルは有意に多かった。この事実は、授業に対する学生の関心や意欲を事前に高めることが、最終的な授業評価に大きく影響することを裏付けている。

講義科目と実技科目を比較したところ、教育環境評価を除くすべての評価項目（授業評価、授業満足度、学力の3要素）において、実技科目が講義科目に比べ、0.1%または1%水準で有意に高い評価を得ていた。また、2024年度の科目について、授業開始時と終了時における「学力の3要素」（関心・意欲、知識・技能、思考・判断・表現）の教育効果を検証した。その結果、講義系科目（効果量中）と実技系科目（効果量小）のいずれも、0.1%水準で有意に向上が認められた。コース別の学習効果を効果量の順に並べると、学校スポーツ教育コース ($d=.712$) > スポーツビジネスコース ($d=.626$) > 健康トレーニングコース ($d=.623$) > 1・2年生 ($d=.58$) > コーチングコース ($d=.512$) > 野外レクリエーションスポーツコース ($d=.509$) > 生涯スポーツコース ($d=.438$)であった。

授業規模と評価の間には負の相関関係が確認された。具体的には、授業規模が小さいほど、授業評価、学力の3要素、授業満足度、および科目成績が高くなる傾向が0.1%水準で認められた。この知見は、国内外の先行研究 (McKeachie, 1980, 1990; Feldman, 1984; Bolander, 1973; Chau, 1997; 中井, 2000, 2006) と一致する。さらに、遠隔授業形態の評価値は、授業規模200人以上の大規模授業と同程度であった。このことから、学生の授業評価、学習成果、授業満足度、および成績を向上させるためには、少人数規模の授業を可能な限り遠隔形態にしないことが推奨される。

2024年度の授業評価データについて構造方程式モデリングを実施した結果、2022年度の分析で認められた講義科目と実技科目のモデル構造の違いは、2024年度には確認されなかった。同様に、コース別の分析においても、モデルの因果関係の方向性や強さに有意な差は認められなかった。本分析から、授業評価因子は、主に知識・技能因子と思考・判断・表現因子を經由して関心・意欲因子に対し、正の影響を及ぼすことが示された。また、授業満足度因子は、関心・意欲因子の向上にごくわずかに寄与するにとどまる。学修成果に最も影響を与える因子が関心・意欲因子であるという点も、今回の分析で共通して確認された。