

# 統計教育実践における文科系学生の修学困難感の検討

## —内発的価値の喚起を意図した教授実験から—

河内 和直

本研究は、文科系学生を対象とした統計教育実践において彼らがその学習に際して感じる「統計学の修学困難感」に焦点をあて、その緩和を意図した授業構築と教授法をめざす研究の一環としての位置づけを持つものである。本研究では、学習者の内発的価値の喚起の効果に着目し、意図的に価値喚起を促す授業条件と通常の授業条件との比較ならびにその継時的変化を検討した。その結果、実験群においてはより一致した内発的価値の評定のもと、修学困難感が緩和する傾向が見られたが、学業的自己効力感、不安感情については効果が確認されなかった。また、継時的な視点からは、修学困難感は開講初期にあっては他の2変数と密接な関係を有しているが、授業進行にともなって徐々にその弁別化がなされていくことが示唆された。これらの結果から、修学困難感と他の変数の弁別化を促した要因の同定が当該要因の緩和のための鍵であるとの洞察を得た。

キーワード：統計教育、修学困難感、文科系学生、内発的価値

### I. 問題と目的

文科系学部教育課程において、統計学ほど倦厭される科目も少ないのではないだろうか。理数系科目（*e.g.*, 数学, 物理, 情報）に苦手意識を持つことが多い文科系学生にとって大学教育における統計学は「鬼門」（*cf.* 柏木, 1997）と称されることさえある科目である。例えば、心理学科はわが国においては文科系学部設置されることが一般的であるが、その教育課程では研究法の一環として統計学の履修が卒業要件に組み込まれていることが多い。数学をはじめとした理数系科目の学習から逃れるために入学した文科系学部で再びそれに類する知識が必須であることを知らされた際の落胆は痛々しいほどである。このような経緯の背景には、固有学問（*discipline*）における文科系・理科系の系統区分についての誤解や後期中等教育段階での縦割りの進学コースの振分けなど、いくつかの教育上の弊害を指摘することができるが、その中でそれを当然のこととして学んできた学生にとっては与り知らぬところである。厳密に考えれば、研究法として統計処理を中心に教授される統計学を一括りに「理数系」と区分するのは安易であるかもしれないが、苦手であるものを連想させるために負担意識を感じるとする彼らの心情は半ば必然的な帰結と言えるだろう。こうした認識の源泉は、一つには理数系科目、特に数学にまつわる過去の学習経験にあることは想像に難くない。実際、多くの識者が文科系学生をめぐる当該問題を数学との関係から捉えており、それに基づく報告もなされている（*e.g.*, 藤木, 2012; 大橋, 2009; 竹内, 2005）。しかしながら、教育上、最も留意すべきは過去の学習経験ではなく、現在の学習状況である。その状況にいかん学習者を導き、学びを円滑に進めるかがこれまで以上に問われるべきである。統計学に関して述べれば、その学びがなぜ負担であるのかを過去経験に求めるだけでなく、どうすればそうした負担意識を軽減できるかを講じていくべきではないだろうか。

本研究が扱う「統計学の修学困難感 (feeling of difficulty of the statistics study)」とは、文科系学生が統計学の授業に対して抱く心理的負担感の最たる要素であり、授業についていけるかどうかといった不安感を主訴とした学びの困難さの感覚のことである。当該要因は、授業改善を模索する中で行った意識調査(河内, 2008)に端を発するものであるが、後に続く授業研究の中で統計の有用性の提示が修学困難感を緩和する効果を有していること(河内, 2009, 2014b)、また、その有用性の認知が授業に対する内発的価値の喚起と密接な関係を有していること(河内, 2014c)が確認されている。しかしながら、これらの知見は年度ごとに対象者の異なる横断的研究であり、また、適用された分析方法も相関係数による諸変数間の相関関係の把握を中心としたものであるため、変数の統制や因果推論が困難であるという難点も存在する。効果的教授をめざす授業研究においては、これまでのような“静態的な (static)”傾向のみならず、より“動態的な (dynamic)”パターンの検証を行っていく必要があると考えられる。

そこで本研究においては、教授実験と縦断的視点をとまなうパネル調査という研究方法を採用した。研究のねらいとしては、実験群と統制群を設けることでどのような教授者行動が学習者の修学困難感の緩和に影響を及ぼすかを同定し、また、同時にパネル調査を行うことで授業進行における当該要因の継時的変化を把握することを挙げるができる。加えて、河内(2014a)の知見に基づき、修学困難感に親和性を持つ要因である学業的自己効力感、不安感情も合わせて測定し、当該要因の緩和にかかる知見を補完する目的で検討の対象とした。

## II. 研究方法

### 対象者

筆者が担当する統計学系の科目を受講する文科系の大学生を対象に、内発的価値の喚起を意図した授業実践を行う実験群(介入群)と通常通りの授業実践を行う統制群(非介入群)との2条件を設け、教授実験を実施した。

#### 実験群の対象者

社会福祉系のコースに在籍する大学生25名(男性11名, 女性14名), 平均年齢19.1歳 ( $s=0.33$ ).

#### 統制群の対象者

幼児教育系のコースに在籍する大学生23名(男性5名, 女性18名), 平均年齢19.1歳 ( $s=0.29$ ).

### 授業概要と調査計画

授業科目の位置づけは大学2年生を対象とした統計学の入門講義である。授業概要は、実験群・統制群ともに、授業への導入の後、統計の基礎概念(*e.g.*, 分布, 変数, 尺度), 1変量の記述統計(*e.g.*, 基本統計量), 2変量の記述統計(*e.g.*, 相関係数)の順で展開される。調査計画は、事前調査を開講2回目の「授業への導入」の直後、事中調査を「1変量の記述統計」の学習後、最終的な事後調査を「2変量の記述統計」の学習後にそれぞれ計画した。

### 教育的介入

教授実験としての要因計画は、内発的価値の喚起の操作が被験者間要因、修学困難感、学業的自己効力感、不安感情の各変数の反復測定が被験者内要因となる2要因混合計画である。

実験群には、単元(1変量の記述統計, 2変量の記述統計の2単元)の開始時に「内発的価値」を喚起するためのイントロダクションを行い、当該単元の学習によって修得できる知識の有用性を

提示した上で授業を行った。また、同時にその要点を要約したパワーポイントを配布資料として参照させている (Microsoft Office PowerPoint 2010, Microsoft Corporation)。具体的な介入として、基本統計量に関するイントロダクションの教示例をTable 1に提示する。なお、統制群はこの手続きを踏まない授業条件である。

Table 1 基本統計量に関するイントロダクションの教示例

教示のプロセス
<p><b>Step 1. レディネスの確認</b>                      事前までの学習のおさらいとして「分布」概念の再説明を行う。分布とは事象の起こり方を表す統計概念であり、その特徴を数値化したものが基本統計量であることを教示。</p>
<p><b>Step 2. エッセンスの提示</b>                      基本統計量の代表的なものとして「平均値」と「分散」を取り上げ、その概念と具体例、それを理解することで何がわかるかについての大枠的な説明を行う。                      「平均」を知る！⇒ データの“代表者・主役”を知る。(e.g., 平均身長, テストの平均点・・・)                      「分散」を知る！⇒ データにおける“個人差の大きさ”を知る。統計情報における真価は“主役(平均)”だけでは決まらないことを教示。(e.g., 個人間の身長の違い, 成績の違い・・・)</p>
<p><b>Step 3. 視覚化</b>                      最後に「分布」, 「平均」, 「分散」の視覚的な理解を促す目的で正規分布型をモデルに事象の起こり方としての分布図, 分布の中心位置としての「平均」, 分布の広がりとしての「分散」を教示。以下、当該単元の授業時(全5回)には冒頭で配布資料を参照させて教示を反復。</p>

### 質問紙の構成

質問紙は性別や年齢などの人口統計的属性を尋ねるフェイスシート項目のほか、以下の測度で構成した。なお、継続的に繰り返し行うパネル調査であるため、対象者を識別するべく学籍番号の記入も求めている。

**内発的価値** Pintrich & De Groot (1990) による内発的価値 (intrinsic value) 尺度9項目を邦訳して使用した。この尺度は、Pintrich & De Grootの「学習動機づけ方略尺度 (Motivated Strategies for Learning Questionnaire: MSLQ)」の該当項目 (Motivational Beliefs Scaleの一つ) を抜粋したものであり、学習文脈における内発的価値の認知を測定するものである。なお、当該尺度は、実験操作の検証を目的として導入したものであるため、開講直後の事前調査の段階では使用していない。

**修学困難感** 河内 (2009, 2010) による修学困難感9項目を使用した。この指標は、文科系学生が統計学の授業に対して抱く「学びの困難さの感覚 (フィーリング)」であり、効果的教授を志向する上で緩和のターゲットとなる要因である。

**学業的自己効力感** 森 (2004) による自己効力感尺度9項目を使用した。この尺度は、Pintrich & De Groot (1990) の「学習動機づけ方略尺度 (Motivated Strategies for Learning Questionnaire: MSLQ)」の該当項目 (Motivational Beliefs Scaleの一つ) を抜粋して邦訳したものであり、教科学習における自己効力感を測定するものである。

**不安感情** 清水・今栄 (1981) による状態不安尺度20項目を使用した。この尺度は、Spielberger, Gorsuch & Lushene (1970) の「状態-特性不安検査 (State-Trait Anxiety Inventory: STAI)」の状態不安尺度 (State Anxiety Scale) を大学生用として邦訳したものであり、人格要因としての不安傾向 (特性不安) ではなく、その時々状況に依存した不安喚起を測定するものである。本研究では、調査時期ごとの授業時における不安感情の程度を推定する指標として採用している。

なお、河内（2014a）では、「テスト不安」として検証が行われているが、修学困難感は「統計学のテスト」だけに向けられた不安ではなく、授業進行そのものにもなう複合的な不安感覚であるため、本研究ではより授業全般に関わる不安感情を扱うべく、テスト不安という限定枠を外し、それをも含めた「授業への不安」という概念規定で修学困難感との関係を改めて検証する。

各尺度への評定は、先行研究にならい、いずれも7件法のリッカート・スケール（7. 非常にあてはまる～1. 全くあてはまらない）を採用し、評定された数値が大きいほど項目が内包する特性が高くなるように得点化を行った。

### 手続き

教授法の効果検証にかかる各変数（内発的価値、修学困難感ほか）の測定は実験群・統制群の条件ごとに集団法で実施した。事前調査は開講2回目の「授業への導入」の直後に、事中調査、事後調査は該当する単元が終了する授業時間に「授業評価アンケート」として質問紙調査を行った。調査時期は事前調査が4月中旬、事中調査が6月上旬、事後調査が7月中旬となっている。パネル調査であるため、調査時の欠席者によるデータの欠損はあるものの、回収票における有効回答率は100%である。

## Ⅲ. 結果と考察

### 基本統計量、尺度の信頼性、実験操作の検証

基本分析 最初に、各変数の得点傾向と使用した尺度の信頼性を確認するべく、基本統計量とCronbachの $\alpha$ 係数の算出を行った。結果をTable 2に提示する。

Table 2 各変数の調査時期別の基本統計量及び $\alpha$ 係数

調査時期	変数	平均値	標準偏差	得点範囲	$\alpha$ 係数
事前調査 N=44	修学困難感	36.66	7.77	9-63	0.872
	学業的自己効力感	31.34	7.10	9-63	0.908
	不安感情	65.23	11.16	20-140	0.815
事中調査 N=47	内発的価値	44.57	5.71	9-63	0.826
	修学困難感	42.19	8.34	9-63	0.894
	学業的自己効力感	30.81	7.38	9-63	0.944
事後調査 N=47	不安感情	66.74	13.71	20-140	0.890
	内発的価値	45.72	6.47	9-63	0.883
	修学困難感	41.34	10.18	9-63	0.904
	学業的自己効力感	28.51	7.36	9-63	0.918
	不安感情	70.06	15.06	20-140	0.882

note. 内発的価値は事前調査においては測定していない。

結果を見ると、修学困難感の平均値は調査の順に36.66, 42.19, 41.34であり、事前調査を除いては河内（2013）のメタ分析における全体平均の42.02に近似の値を示している。確認までに、42.02を推定値（ $\mu$ ）とした1標本の $t$ 検定を行ってみたところ、事前調査の平均値を除いてその差は有意ではなく（事前調査： $t_{(43)}=4.577, P<0.001$ ; 事中調査： $t_{(46)}=0.141, P=0.889, n.s.$ ; 事後調査： $t_{(46)}=0.458, P=0.649, n.s.$ ）、先行研究における従来の学習者と同等の困難感を有していることが伺える。この結果は河内（2014a）の知見とも一致しており、その再現性は文科系学生における修学困難感の普遍性を示すとともに、当該要因の概念的妥当性の一端を示唆するものである。

と考えられる。また、内的整合性はいずれの変数・調査時期においても十分な  $\alpha$  係数が得られており (いずれも  $\alpha > 0.8$ )、尺度の信頼性は一定の水準にあると考えられる。

実験操作の検証 続いて、内発的価値の喚起にかかる実験操作の検証を行うべく、実験群・統制群の独立2標本による  $t$  検定を行った。結果をTable 3に提示する。

Table 3 内発的価値の喚起の操作

調査時期	条件	観測数	平均値	標準偏差	自由度	$t$ 値	$P$ 値
事中調査	実験群	24	44.79	4.37	45	0.264	0.793
	統制群	23	44.35	6.93			
事後調査	実験群	24	45.33	5.58	40.966	0.416	0.679
	統制群	23	46.13	7.38			

note. 事後調査の結果は等分散性の仮定が棄却されたためWelchの検定を用いている。

結果を見ると、事中・事後調査ともに両群における平均値の差は有意ではなく (事中調査:  $t_{(45)} = 0.264, P = 0.793, n.s.$ ; 事後調査:  $t_{(40.966)} = 0.416, P = 0.679, n.s.$ )、内発的価値の喚起の程度には違いが確認されなかった。しかしながら、内発的価値尺度の中央値 ( $Me = 36$ ) を閾値 (cut off point) とした1標本の  $t$  検定を施すと、いずれの条件・調査時期においても危険率0.1%でその差が有意であり (事中調査・実験群:  $t_{(23)} = 9.848, P < 0.001$ ; 事中調査・統制群:  $t_{(22)} = 5.775, P < 0.001$ ; 事後調査・実験群:  $t_{(23)} = 8.187, P < 0.001$ ; 事後調査・統制群:  $t_{(22)} = 6.582, P < 0.001$ )、価値感情の生起そのものは確認することができる。両群において喚起された内発的価値ではあるが、実験群における標準偏差が統制群と比較して小さいことを考慮するとより様な喚起を推定できるのは実験群であると考えられる。また、事後調査に至っては等分散性の仮定が棄却されていることもその論拠の一つと言える。これらの結果から、以後の分析では、内発的価値自体は喚起されていることを前提に考察を行うこととする。

### 相関係数による諸変数間の相関分析

続いて、諸変数間の相関関係を確認するべく、Pearsonの積率相関係数による相関分析を行った。結果を事前、事中、事後調査の順にTable 4a, 4b, 4cに提示する。

Table 4a 各変数間の相関係数 (事前調査)

	修学困難感	学業的自己効力感	不安感情
修学困難感	—		
学業的自己効力感	<b>-0.586 (0.000)</b>	—	
不安感情	<b>0.673 (0.000)</b>	<b>-0.460 (0.002)</b>	—

note. 0.4以上の係数を網掛・太字で表記。( )内の数値は有意確率。

Table 4b 各変数間の相関係数 (事中調査)

	内発的価値	修学困難感	学業的自己効力感	不安感情
内発的価値	—			
修学困難感	0.089 (0.552)	—		
学業的自己効力感	0.176 (0.236)	<b>-0.543 (0.000)</b>	—	
不安感情	<b>-0.400 (0.005)</b>	0.269 (0.068)	-0.294 (0.045)	—

Table 4c 各変数間の相関係数（事後調査）

	内発的価値	修学困難感	学業的自己効力感	不安感情
内発的価値	—			
修学困難感	0.015 (0.922)	—		
学業的自己効力感	0.214 (0.150)	<b>-0.477 (0.001)</b>	—	
不安感情	-0.114 (0.444)	0.263 (0.074)	-0.167 (0.262)	—

結果を見ると、事前調査（Table 4a）においては、修学困難感は、学業的自己効力感との間に比較的強い負の相関（ $r=-0.586, P<0.001$ ）、不安感情との間に同様の正の相関（ $r=0.673, P<0.001$ ）を示しており、河内（2014a）の知見を支持する結果が確認されている。すなわち、修学困難感は「自己の能力不信とそれに伴う不安」（河内, 2014a）から構成されていると考えられる。しかしながら、事中調査（Table 4b）、事後調査（Table 4c）と授業進行に従って、学業的自己効力感との相関係数は-0.543, -0.477、不安感情との相関係数は0.269, 0.263と徐々に低下していく傾向を示している。また、学業的自己効力感と不安感情の相関関係も事前調査では-0.460と比較的強い負の相関を示していたにも関わらず、事中調査では-0.294、事後調査では-0.167と低下していき、最終的にはほとんど相関がないと判断できる値（ $r<0.2$ ）にまで落ち込む傾向を示している。この傾向は実験群・統制群ごとの層別相関を求めても同様であり、授業進行の中で生じた学習者の認知的変容によると考えられる。すなわち、授業回数を重ねるにつれて、開講当初は修学困難感と密接に連結していた自己効力感と不安感情が異なる心的要素として弁別されていった結果なのではないだろうか。当初の仮説とは異なるものの、本結果は示唆に富んでいると思われる。また、内発的価値は、事中調査では不安感情と中程度の負の相関（ $r=-0.400, P=0.005$ ）を示していたが、こちらも事後調査ではほとんど相関がないと判断できる値（ $r=-0.114, P=0.444, n.s.$ ）にまで落ち込む傾向を示している。

以上の結果から、修学困難感をめぐる諸変数はそれぞれに強弱を持ちながらも同居している可能性があると考えられる。学習者の認知的変容の究明も含め、今後の課題であると考えられる。

### 分散分析による仮説検証

続いて、変数・調査時期別の平均値の差を検定するべく、内発的価値の喚起の操作（実験群・統制群の2条件）を独立要因、修学困難感、学業的自己効力感、不安感情の各変数の反復測定を繰り返し要因とした二元配置分散分析を行った。結果を修学困難感、学業的自己効力感、不安感情の順にTable 5a, 5b, 5cに提示する。

Table 5a 条件別の修学困難感の比較

調査時期	条件	観測数	平均値	標準偏差	主効果		交互作用
					群間	群内	
事前	実験群	21	34.38	7.61	3.743	6.644	0.691
	統制群	21	38.67	7.64			
事中	実験群	21	40.33	9.28	(0.060)	(0.004)	(0.484)
	統制群	21	42.57	7.67			
事後	実験群	21	37.95	8.63			
	統制群	21	43.62	11.09			

note. 分散分析の結果(主効果・交互作用)は上段の数値がF値、下段の( )内の数値が有意確率。

Table 5b 条件別の学業的自己効力感の比較

調査時期	条件	観測数	平均値	標準偏差	主効果		交互作用
					群間	群内	
事前	実験群	21	31.19	7.18	0.059	5.880	0.007
	統制群	21	31.62	7.28			
事中	実験群	21	31.00	8.45	(0.810)	(0.004)	(0.993)
	統制群	21	31.62	6.55			
事後	実験群	21	28.29	7.62			
	統制群	21	28.71	7.78			

Table 5c 条件別の不安感情の比較

調査時期	条件	観測数	平均値	標準偏差	主効果		交互作用
					群間	群内	
事前	実験群	21	61.95	9.96	1.677	3.157	1.534
	統制群	21	67.33	11.71			
事中	実験群	21	62.90	12.14	(0.203)	(0.057)	(0.225)
	統制群	21	69.95	13.51			
事後	実験群	21	70.90	14.43			
	統制群	21	70.05	16.11			

結果を見ると、修学困難感 (Table 5a) は、有意傾向 ( $P < 0.10$ ) ではあるものの、独立要因 (群間) の主効果が確認されている ( $F_{(1,40)} = 3.743, P = 0.060$ )。これは一つには実験群・統制群における内発的価値の喚起の相違によるとも考えられるが、実験操作の検証の段階で両群に差がなかったこと (cf. Table 3) を鑑みると慎重な解釈を要する結果である。

実験群は事中調査時をピークにその後低下へと転じる一方で (事中調査:  $Mean = 40.33$ , 事後調査:  $Mean = 37.95$ )、統制群は当該要因の全体平均42.02 (河内, 2013) を超えていく傾向 (事中調査:  $Mean = 42.57$ , 事後調査:  $Mean = 43.62$ ) を見せている。イントロダクション (実験操作) の有無によらず喚起された内発的価値の水準には差が示されないものの、何らかの認知的な変化が実験群の学習者に生じたことは確かなようである。この実験群における変化の原因究明を本研究のデータから導くことには限界があるが、いかなる要因によって両群の差が生じたかについては、今後の研究において精査していく必要があると考えられる。何より、これまでの研究においては、相関関係のみで兆候が見られたに過ぎなかった修学困難感に授業進行という時間軸上での変化が確認されたことは本研究における収穫である。

また、学業的自己効力感 (Table 5b)、不安感情 (Table 5c) については、独立要因 (群間) の主効果が確認されていない (順に  $F_{(1,40)} = 0.059, P = 0.810, n.s.$ ;  $F_{(1,40)} = 1.677, P = 0.203, n.s.$ )。両変数は修学困難感と密接な関係を持っていたため (河内, 2014a)、当該要因の緩和にかかる知見を補完する目的で導入したものであったが、相関係数による分析の段階でも徐々に弁別されていく傾向が見られており、その概念的な収束性に関しては別途の検討を要するところである。しかしながら、両変数とも繰り返し要因 (群内) の主効果は、有意 ( $P < 0.01$ ) または有意傾向 ( $P < 0.10$ ) を示しており (順に  $F_{(2,80)} = 5.880, P = 0.004$ ;  $F_{(1,681, 67,229)} = 3.157, P = 0.057$ )、学業的自己効力感 は事後に下がる方向に、不安感情は事後に上がる方向に変動していることは見逃すことができない結果である。すなわち、当初の仮説とは異なり、統計学への内発的価値が喚起されたとしても、それは学業上の自己効力感や不安感情とは心理的に独立である (独立化していく) 可能性がここに示唆されていると考えられる。

#### IV. 総括

本研究は、修学困難感が「自己の能力不信とそれに伴う不安」から構成されるとする河内（2014a）の知見を論拠として計画されたものであるが、当該要因はそうした「能力不信」や「不安」と関係を持ちながらも、独自の特徴を有しているようである。すなわち、開講時の学習以前の心境にあっては、数学をはじめとした理数系科目との確執から授業への懸念や能力不信、あるいはそれにまつわる不安などが複雑に絡み合っているが、授業を受ける中でそれらが徐々に解体していくためにこのような結果が得られたのではないだろうか。その直接的な契機が内発的価値の喚起によるのか否かは、本研究の結果から同定することは困難であるが、文科系学生の統計学への態度が予測以上に否定的要素の複合体（complex）の体を成していることは推察されるところである。河内（2008）に始まる一連の授業研究は、どちらかと言えば要因を絞り込む方向で検討されてきた嫌いがあるが、今後の研究においては学習者の特性を含め、より多角的な視点からのアプローチを要すると考えられる。これまでの先行研究・知見を鑑みると、その際の手がかりとしては、内発的価値の喚起や教授内容の充実といった「促進的要因（promotional factor）」と修学困難感や不安感情といった「抑制的要因（inhibitory factor）」が授業評価のみならず、本来の教授目的である学習効果にどのような影響を及ぼすかの検討が鍵になってくると思われる。Pintrich & De Groot（1990）をはじめ、国内の先行研究（*e.g.*, 伊藤, 1996；松沼, 2004）においても、テスト不安のような抑制的要因には一貫した効果が見られないようであるが、当該現象が文科系学生を対象とした統計教育の文脈においても再現されるか否かは検討を要するところであろう。合わせて今後の課題にしたいと考える次第である。

#### 謝辞

本研究を進めるにあたり、明星大学教育学部教授 杉本明子先生には終始熱心なご指導を頂きました。ここに記して御礼申し上げます。

また、本論文のデータは、「授業内容向上のためのアンケート」として筆者が授業内にて行った教育調査に基づいております。調査の実施に際して真摯にご回答を頂きました学生の皆様に記して御礼申し上げます。

#### 引用文献

- 藤木美江（2012）. 大学における統計関連科目に対する意識調査と考察 —担当科目における実験的試み—, 四條畷学園大学 リハビリテーション学部紀要, (8), 59-70.
- 伊藤崇達（1996）. 学業達成場面における自己効力感, 原因帰属, 学習方略の関係, 教育心理学研究, 44(3), 340-349.
- 柏木繁男（1997）. 性格の評価と表現 —特性5因子論からのアプローチ—, 有斐閣.
- 河内和直（2008）. 文科系学生における統計教育法の探索 I —「統計学の授業」への心理的負担感因子の検討から—, 立正社会福祉研究, 9(2), 15-21.
- 河内和直（2009）. 学生ニーズに基づいた統計教育の実践 —「ニーズの充足」の直接効果の検討—, 文京学院大学人間学部研究紀要, 11(1), 233-243.
- 河内和直（2010）. 統計学の授業展開へのニーズと授業評価 —計量データに基づいた再検証—, 立正社会福祉研究, 12(1), 41-46.
- 河内和直（2013）. 統計学の修学困難感を問う —継続的授業研究データの分析から—, 文京学院大学人間学部研究紀要, 14, 273-280.
- 河内和直（2014a）. 統計学の修学困難感を解く —その認識の構造—, 文京学院大学人間学部研究紀要, 15, 307-314.
- 河内和直（2014b）. 統計学の修学困難感への教育的介入の再考 —「教授内容へのニーズ」の視点から—, 公益社団法人日本心理学会生活行動心理学研究会 第9回研究会抄録（PDFファイル）, [http://www2.rikkyo.ac.jp/web/seikatsu\\_kodo/index.htm](http://www2.rikkyo.ac.jp/web/seikatsu_kodo/index.htm)
- 河内和直（2014c）. 学生ニーズに見る統計教育の介入手がかり —「教授内容へのニーズ」の再分析から—, 日本応用心



理学会第81回大会発表論文集, 88.

松沼光泰 (2004). テスト不安, 自己効力感, 自己調整学習及びテストパフォーマンスの関連性 —小学校4年生と算数のテストを対象として—, *教育心理学研究*, 52(4), 426-436.

森 陽子 (2004). 大学生の自己効力感と英語学習方略の関係, *日本教育工学会論文誌*, 28(Suppl.), 45-48.

大橋 恵 (2009). 文系系学生の心理統計の授業理解に影響を与える要因についての予備的研究, *東京未来大学研究紀要*, (2), 61-66.

Pintrich, P.R. & De Groot, E.V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33-40.

Spielberger, C.D., Gorsuch, R.L., & Lushene, R.E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory (Self-Evaluation Questionnaire)*. Palo Alto, California: Consulting Psychologists Press.

清水秀美・今栄国晴 (1981). STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORYの日本語版 (大学生用) の作成, *教育心理学研究*, 29(4), 348-353.

竹内光悦 (2005). 文系大学生を対象とした統計科学の実践について, *実践女子大学人間社会学部紀要*, 1, 57-66.