

『就実教育実践研究』第9巻 抜刷
就実教育実践研究センター 2016年3月31日 発行

心理学教育のための教材研究Ⅵ

— 誤信分析を題材とした心理統計教材 —

**A Study of Teaching Materials for Psychology Education VI: A Sample
Data Material for Analysis Exercises about Fallacy to Blood Type in
Psychostatistics.**

堤 幸 一

心理学教育のための教材研究 VI

— 誤信分析を題材とした心理統計教材 —

堤 幸一（教育心理学科）

A Study of Teaching Materials for Psychology Education VI: A Sample Data Material for Analysis Exercises about Fallacy to Blood Type in Psychostatistics.

Koichi TSUTSUMI (Department of Educational Psychology)

抄録

心理統計法のための教材研究の一環として、学修者の動機づけを向上させ、かつ実用的な手法の実習にも利用できる、十分なサンプルサイズを持ったデータを準備・整理して、それを利用して行う因子分析や分散分析の演習のための教材開発、その準備を試みた。特に学修者自身がその分析の結果へ関心を持って演習に参加できるように、血液型誤信の分析を題材にした。また教材の基礎資料として、重要な知見についての分析も併せて行った。

キーワード 心理統計法教育、教材研究、血液型誤信、批判的思考

I 背景と目的

1. 心理統計法教育のための教材研究

心理統計法は、心理学の重要な基礎科目であるだけでなく、調査・研究という心理学の科学性を支える実用的かつ基本的なツールでもある。しかしながら文系の学生達は統計法に苦手意識を強く持っている（2015年心理統計受講生の苦手意識ありは60%であった）。

堤（2014, 2015）は、これらの苦手意識へ対応して、意欲・動機づけを高め、かつ統計法を道具として使う上で必要最小限の理論的な背景の解説を加えることが可能な、心理統計の教材を開発、実装することを試みた。そして、アクティブラーニング型演習で、実際にデータを収集して、それを分析する体験が参加者の興味・動機づけの改善に効果があったことを示した。

また心理統計への意識面に関して、村井ら（2009）は、心理統計教育に関する教員・学生の意識調査を実施して、その中で学生達が力がつくと思う授業方法として、受講生の理解を確認しながら進める、双方向的なやりとりをする、心理学での統計的考え方の必要性を示す、授業中に気軽に質問できる雰囲気にするといったやり方を重視していると報告し

ている。

これらの知見からは、苦手意識を緩和し、学修者の動機づけを高めることが、特に心理統計法において重要であるといえるだろう。その点で、堤（2014, 2015）の開発したアクティブラーニング型演習教材は有効であるが、教育すべき全分野のごく一部「相関・回帰」に対応しているに過ぎない。したがって、これと同様の教材が主要な分野に対してより豊富に必要である。

2. 血液型誤信

教材の開発にあたっては、学修者が興味・関心を持つものをテーマとして選択することは重要である。本研究では、血液型誤信に注目した。ここでいう血液型誤信（fallacy to blood type、以降、FBと略す）とは、血液型ステレオタイプ信念、すなわち血液型で性格は決定される、あるいは判別できるとする考え方を指している。心理学を中心に多くの否定的な研究結果がありながら、誤信率は減少してきた（筆者の調査では、誤信率は1994～2015年合計1381人では32%、最近3年間の2013～2015年の受講生303人の結果では13%と減少している）とはいえ、一般にはいまだに根強く支持されている誤信である。

またこの誤信を持つことは、他の誤信（迷信や非科学的信念）を持ちやすいことと関連が深いと思われる（堤, 1996）。FBも含めて、誤信の分析をテーマにすることは、興味・関心を引くものであるだけでなく、分析を通じてそれらの解消を意識させることは心理学教育が目指す批判的思考の育成にも貢献するだろう。

3. 本研究の目的

本研究の目的は、これまで筆者が収集してきたデータを統合して、アクティブラーニング型演習に使用できるような、十分なサンプルサイズを持ったデータセットを整備することである。また学修者の動機づけを高めるため、彼らの興味・関心が強くあると思われるFBの分析（主に「因子分析」・「分散分析」）を軸にした演習を想定し、データセットへ種々の統計分析をあらかじめ実施し、今後実際に教材として利用する際の基礎資料とすることも目的とした。

II 方法（データセット収集）

1. 調査回答者

1993年から2015年までの心理学必修科目の受講生のうち、データ不備のない1381人（女子大学生、平均年齢18.5歳）。年次別詳細を表1に示した。

表1 調査人数

	FB あり	FBなし	和
’ 93～	261	330	591
’ 01～	133	341	474
’ 09～	52	264	316
和	446	935	1381

2. 使用した質問紙

1) 心理学知識質問紙：全15問で正・誤で回答させる。問9は「血液型で性格がわかる」という問であり、これを正しいとした者をF B（血液型誤信）ありとした。その他の質問内容は表2に示した。

2) Y G 性格検査：全120問にはい・いいえ・どちらともいえないで回答させる。実施時間25分。併せて、A B O式血液型を尋ねた。各質問を集計して12個の性格特性値を算出した（tD～tS、表2参照）。

3. 手続き

1) 心理学知識質問紙は、授業初回に実施時間10分ほどで行った。直後に自己採点させ、その解説を授業導入教材として使用したものである。

2) Y G 性格検査は、8～10回目の授業の最後25分で実施した。なお結果を後日返却して「人格」の章の教材として解説をした。

表2 変数の略号、内容、平均とSD

変数番号	略号	内容	平均	SD
1	tD	抑うつ性	9.85	6.04
2	tC	回帰性	9.77	5.07
3	tI	劣等感強度	9.90	5.33
4	tN	神経質さ	9.50	5.01
5	tO	主観性	9.05	4.10
6	tCo	非協調性	7.07	4.22
7	tAg	攻撃性	9.20	4.18
8	tG	活動性	10.45	4.30
9	tR	衝動性	11.84	4.48
10	tT	思考的外向性	10.42	4.47
11	tA	支配性	10.24	4.67
12	tS	社会的外向性	13.04	4.86
13	Bld	ABO 式血液型		
14	Q1	心理学誤信	0.43	0.50
15	Q2	夢	0.78	0.42
16	Q3	新生児誤信	0.55	0.50
17	Q4	幼児記憶力誤信	0.12	0.32
18	Q5	記憶誤信	0.49	0.50
19	Q6	動機づけ誤信	0.29	0.45
20	Q7	罰誤信	0.63	0.48
21	Q8	報酬誤信	0.65	0.48
22	Q9	血液型誤信	0.68	0.47
23	Q10	欲求不満誤信	0.52	0.50
24	Q11	色覚	0.82	0.39
25	Q12	運動視	0.79	0.41
26	Q13	睡眠の効果	0.77	0.42
27	Q14	愛着誤信	0.43	0.49
28	Q15	性格誤信	0.84	0.36
29	GF	一般誤信度	4.17	1.34
30	Coh	調査年次	1.80	0.79

Ⅲ 結果（データセットの分析）

収集したデータのうち、演習教材として選択した30変数の一覧（略号、変数内容）へ、平均、SDを加えて表2に示した。

まず心理学知識質問紙の結果は、1/0のデータでQ1からQ15までの15項目を選択した。この内Q9は各回答者のF B有無に（0はF B有、1はF B無）対応している。またQ1+Q3+Q4+Q5+Q6+Q10+Q14の合計を7から引いた値を一般誤信度（GF）として別に変数に加えた。これらは表1の平均で分かるように、正答率55%を下回る間を選んだもので、一般的にも誤信率が高いと思われるからである。

Y G 性格検査データは、粗データから12性格特性値を計算し、これを演習教材変数とし

た。一般のY G性格検査では、これらの特性値のパターンに基づいて、系統値を算出し、さらにこれを分類して性格類型の判定を行っている。ここでは、その元となる特性値のみをデータとしたが、これら特性値から系統値および性格類型の機械的な判定も可能である(辻岡, 1982)。

この他に、A B O式血液型の回答(0 = O型、1 = A型、2 = B型、3 = A B型、4 = 不明)、さらに調査年次(1993年から2015年まで)を8年刻みで3群に分け1～3の群番号をつけて、これも変数とした。

1. F B有無条件での一般誤信度比較

1) F B有無・調査年次別の平均G F : 年次順に並べたものを図1に示した。F B有無および調査年次を主効果とした参加者間2要因の分散分析を実施したところ、F B有無および調査年次の主効果はともに0.1%水準で有意であった($F(1,1375) = 93.54, p < .001$; $F(2, 1375) = 41.5, p < .001$)。F B有無・調査年次間の交互作用はみられなかった。さらにShaffer法による多重比較を実施したところ、F B有無の主効果内では、有群が無群よりも有意に一般誤信度が高かった(4.59 >

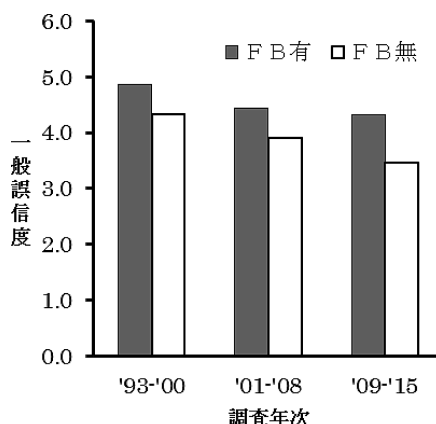


図1 調査年次によるG Fの推移

3.89)。また調査年次の主効果内では、新しい調査年代ほど、5%水準で有意に一般誤信度が低くなっていた('93～、'01～、'09～のそれぞれが $4.59 > 4.22 > 3.89, t(1375) = 6.44, t(1375) = 5.13, t(1375) = 2.39$, いずれも調整済 $p < .05$)。

すなわち、一般誤信度は、F B有がF B無よりも有意に多い関係のままで、年次を追って全体としては減少しているといえる。

2) F Bそのものの誤信率の年次変化：前掲の表1に示したように、調査年次ごとの調査人数は、各年度合計人数は、591人 > 474人 > 316人と、1%水準で有意に人数が異なっており($\chi^2(2) = 82.76, p < .01$)、ライアンの名義水準による多重比較から、5%水準で93～ > '01～ > '09～の順に少なかったことがわかった。

そしてF B有比率は、'93～、'01～、'09～のそれぞれで44%、28%、16%であり、F B有無と調査年次のクロス集計表にカイ二乗検定を行ったところ、1%水準で有意な連関が見いだされた($\chi^2(2) = 78.21, p < .01$)。さらに残差分析によると、'93～では有意にF B有比率が高かったが、'01～、'09～ではF B有比率は有意に低下していたことがわかった。F B有比率も年次を追って減少しているといえる。

2. Y G性格特性値とF B有無・調査年次

12のY G性格特性値へのF B有無・調査年次の影響を検討するために、参加者間2要因（F B有無・調査年次）参加者内1要因（Y G性格特性値）の $2 \times 3 \times 12$ 水準の分散分析を実施した。F B有無別のY G性格特性値を図2に示した。

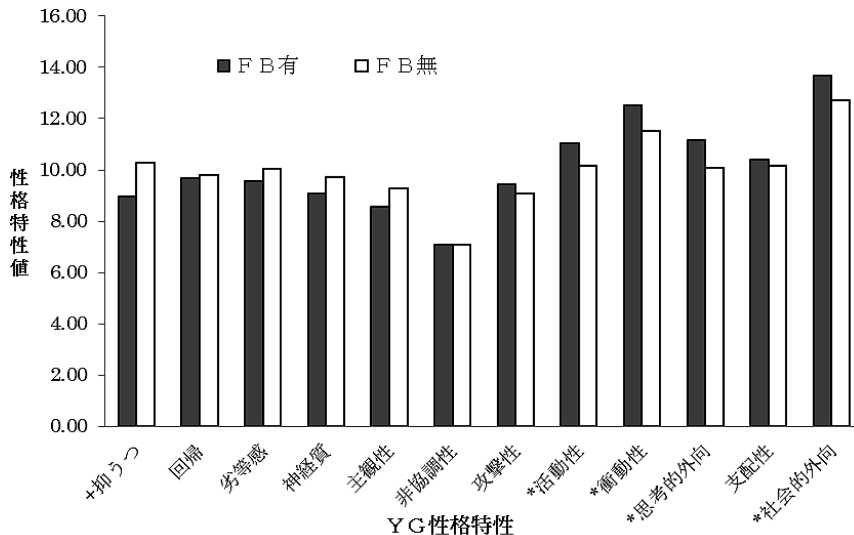


図2 F B有無とY G性格特性値

分散分析の結果では、F B有無、調査年次、Y G性格特性値の主効果はすべて有意であった（それぞれ $F(1, 1375) = 4.11, p < .05$; $F(2, 1375) = 18.41, p < .001$; $F(11, 15125) = 94.82, p < .001$ ）。また一次の交互作用F B有無 \times 調査年次は有意ではなかったが、F B有無 \times Y G性格特性値および調査年次 \times Y G性格特性値、さらに二次の交互作用F B有無 \times 調査年次 \times Y G性格特性値には有意差がみられた（それぞれ $F(11, 15125) = 3.88, p < .001$; $F(22, 15125) = 16.11, p < .001$; $F(22, 15125) = 1.90, p < .001$ ）。

主効果の結果から、F B有はF B無よりも $10.31 > 10.03$ と有意にY G性格特性値が高かったといえる。またShaffer法による多重比較を実施したところ、調査年次では、'93-'01および'09に比べて、 $9.65 < 10.28 = 10.57$ と、有意にY G性格特性値が低かったことがわかった（'93 vs '01, '93 vs '09それぞれが $t(1375) = 5.15, p < .05$; $t(1375) = 4.61, p < .05$ ）。同様にY G性格特性値では、神経質さ、主観性、非協調性、攻撃性がその他の特性値よりも有意に低かったことがわかった（ $t(1375) = 3.12 \sim 25.13$, すべて $p < .05$ ）。

図2にみるように、F B有無でY G性格特性値を比較すると、活動性、衝動性、思考的外向性と社会的外向性で、F B有はF B無よりも有意に特性値が高かった（それぞれ $t(1375) = 5.37, 14.54, 13.15, 7.31$; すべて $p < .05$ ）。また抑うつでは、F B有の方がF B無よりも特性値が低い傾向がみられた（ $t(1375) = 3.28, p = .07$ ）。すなわち、Y G性格特性において、F B有群はより活動的、衝動的、思考的外向的、社会的外向的であり、より抑うつ的でない性格特性を持つことがわかった。

表3 相関係数行列 (YG性格特性およびGF、調査年次)

	tD	tC	tI	tN	tO	tCo	tAg	tG	tR	tT	tA	tS	GF
tD													
tC	.62												
tI	.62	.53											
tN	.69	.61	.69										
tO	.68	.61	.44	.55									
tCo	.59	.50	.51	.60	.53								
tAg		.37											
tG	-.37		-.46	-.35									
tR		.35					.54						
tT	-.52	-.31	-.40	-.54	-.38	-.38							
tA			-.49				.31	.52	.37				
tS			-.40					.53	.40		.71		
GF													
年次	.31				.31								

3. YG性格特性値とGF

次に、12のYG性格特性値およびGFの潜在的な関係を検討するために、因子分析を実施した。まず12YG特性値、GF、調査年次間の相関係数行列を表3に示した。なお調査年次は因子分析からは外した。

因子分析は、R-3.2.1 統計システムおよび、psych、polycor package を利用し実施した (R Core Team, 2015)。まず fa.parallel 関数を用いて、因子数を4とし、fa関数を用いて、初期解をminres法で推定し、promax回転後に表4の因子負荷量行列を得た。

1) 以下、各因子の解釈と命名を試みる。

因子1は、寄与率20%で、抑うつ性、神経質さ、主観性、非協調性に正の因子負荷が強く、一方、思考的外向性に非常に強い負の因子負荷があったので、YG性

表4 因子負荷量行列

	因子1	因子2	因子3	因子4	共通性	複雑性
tT	-0.90	-0.27	0.34		0.50	1.49
tD	0.69				0.74	1.13
tN	0.60			0.32	0.71	1.56
tO	0.52		0.36		0.61	1.96
tCo	0.44				0.50	1.88
GF	-0.27				0.03	1.59
tS		0.94			0.73	1.08
tA		0.84			0.72	1.22
tG		0.57			0.43	1.08
tR	-0.41		0.96		0.77	1.43
tAg			0.59		0.45	1.39
tC	0.25		0.50		0.64	1.92
tI				0.88	0.91	1.02
負荷量 SS	2.57	2.02	1.84	1.32		
寄与率	0.20	0.15	0.14	0.11		
累積寄与	0.20	0.35	0.49	0.60		

格検査におけるのと同様、「内向的情緒不安定性」因子と命名できる。そしてG Fには弱い負の因子負荷がみられたことから、内向的情緒不安定でないほどG F（一般誤信度）は高くなるといえる。

因子2は、寄与率15%で、社会的外向性、支配性や活動性に強い正の因子負荷があることから、Y G性格検査におけるのと同様、「積極性」因子であると命名できる。

因子3は、寄与率14%で、衝動性と攻撃性、回帰性に強い正の因子負荷が、思考的外向性と主観性にも弱い正の因子負荷があったので、「衝動的攻撃性」因子と命名できるだろう。

因子4は、寄与率11%で、劣等感に強い正の因子負荷があり、「劣等感」因子と命名できるだろう。また神経質さにも弱い正の因子負荷が見られた。

そして、これら4因子で全データ分散の60%が説明できることがわかった。

また因子間相関を表5に示した。因子1と因子2、因子2と因子4の間には負の相関が、一方、因子1と因子3、因子1と因子4の間には正の相関がみられた。すなわち、情緒不安定なほどあるいは劣等感が強いほど、より消極的であり、一方、情緒不安定なほど、より衝動的攻撃性および神経質さが高くなると解釈できる。

また弱い関連ながら、より内向的情緒不安定でないほど、（思考的外向的で情緒が安定しているほど）、G F（一般誤信度）は高くなるといえる。

表5 因子間相関

	因子1	因子2	因子3
因子2	-0.47		
因子3	0.52		
因子4	0.61	-0.65	

2) 因子得点とF B有無・調査年次：因子分析の結果を用いて、回帰法により、4つの因子得点を算出した。そしてこれらに対してF B有無・調査年次の影響を検討するために、参加者間2要因（F B有無・調査年次）参加者内1要因（因子得点）の $2 \times 3 \times 4$ 水準の分散分析を実施した。またF B有無・調査年次別に4因子得点の推移を図3～図6に示した。調査年次の主効果は1%水準で有意であったが（ $F(2, 1375) = 21.62, p < .01$ ）、F B有無の主効果は全体としては有意ではなく、因子得点間の主効果も有意差はみられなかった。1次の交互作用では、F B有無×因子得点、調査年次×因子得点に有意差がみられた（それぞれ $F(3, 4125) = 5.04, p < .01$ ； $F(6, 4125) = 18.48, p < .001$ ）。二次の交互作用であるF B有無×調査年次×因子得点も有意ではなかったが10%水準で異なる傾向がみられた（ $F(6, 4125) = 1.97, p = .066$ ）。

これらを図3～図6からみると、因子1, 3, 4では、調査年次が新しくなるほど、平均因子得点は増加しているが、因子2では逆に減少していることがわかる。これらの推移のパターンの違いは、一次の交互作用（F B有無×因子得点、調査年次×因子得点）の検定結果が示すように、有意な違いであった。そして全体として、平均因子得点は、調査年次が新しくなるほど、 $-0.11 < 0.06 < 0.13$ と有意に増加していたといえる。

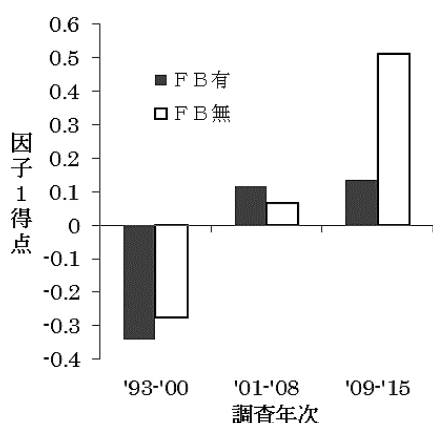


図3 血液型誤信有無の情緒不安定性因子における調査年次の推移

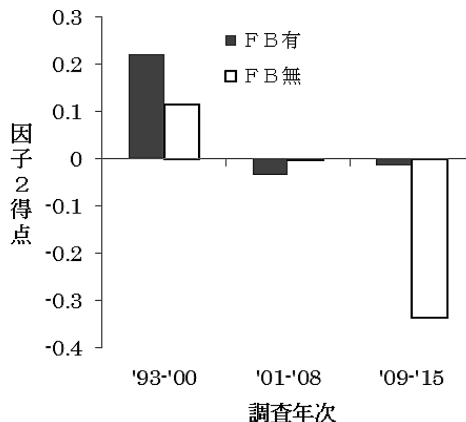


図4 血液型誤信有無の積極性因子における調査年次の推移

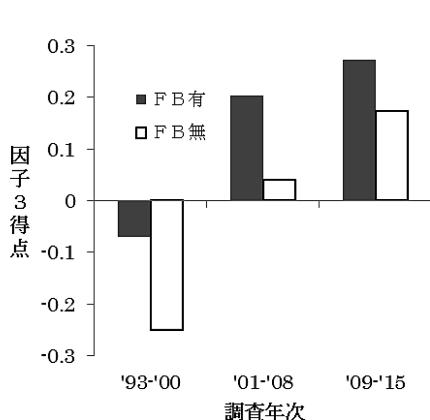


図5 血液型誤信有無の衝動的攻撃性因子における調査年次の推移

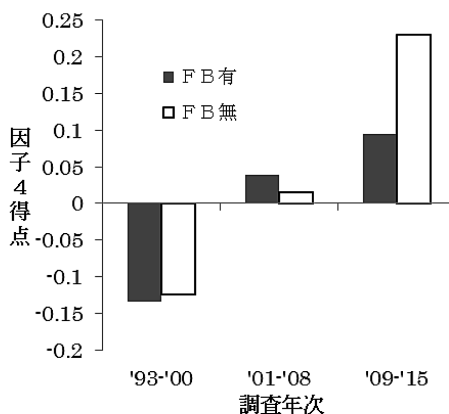


図6 血液型誤信有無の劣等感因子における調査年次の推移

4. YG性格特性値とABO式血液型

1) 血液型別人数での検証：

検査回答者の人数の歪みの検証のために、総数、FB有無条件において、一般的にいわれている日本人の血液型比率（O：A：B：AB＝3：4：2：1）とに適合度検定による比較を試みた。その結果、総数1149：1641：843：384においても、FB有127：173：89：45、FB無256：374：192：83においても、また調査年次ごとの対応する比においても、これら総ての場合で、日本人の血液型比率から統計的に逸脱しているとはいえなかった（それぞれ $\chi^2(3) = 6.07, 2.57, 0.20, 0.44, 0.48, 3.56$ ；いずれもn.s.）。この結果から、本検査回答者は、日本人同年代母集団からのランダムサンプルといえる。

2) 12YG性格特性値へのABO式血液型の影響を検討するために、参加者間1要因（ABO血液型）×参加者内1要因（YG性格特性値）の5×12水準の分散分析を実施した。

なお血液型不明のものは「不明」群として合併して分析を実施した。該当総人数は42人で、全体の3%に当たる。

結果として、ABO血液型の主効果には有意な差は見られなかった。さらにShaffer法による多重比較を実施したが、ABO式血液型それぞれのYG性格特性値を統合した場合、全平均間に有意な差はみられなかった。一方、YG性格特性値および血液型×YG性格特性値の交互作用には有意な差が見られた ($F(11, 15136) = 62.93$, $F(44, 15136) = 1.90$; どちらも $p < .001$)。Shaffer法による多重比較でも、YG性格特性値間には多くの有意な平均差のペアが見られた。特記すべきものとしては、血液型×YG性格特性値の交互作用内で、攻撃性、活動性、思考的外向性、支配性、社会的外向性の特性値では、血液型間に有意な差がみられたことである (それぞれ $F(4, 1378) = 3.11, 3.24, 3.89, 4.49, 2.87$; いずれも $p < .05$)。さらにそれらの条件内の平均を比較したところ、活動性、支配性、社会的外向性ではA型の得点がB型よりも高かった ($t(1376) = 3.11, 4.04, 3.16$; $p < .05$) こと、思考的外向性では、A型の得点がO型やB型よりも低かった ($t(1376) = 3.28, 2.94$; $p < .05$) こと、それ以外には条件平均間の差は得られなかったことである。

IV 考察

1. 血液型誤信 (FB) と一般誤信度 (GF) の関係

Ⅲ-1の結果から、FB有の方がFB無よりも、GFが高く、調査年次が新しくなるほど有意に減少していることがわかった。すなわち血液型誤信があるものは、それ以外に一般的である誤信も同時に持っていることが示された。これは誤信を獲得する仕組みであったり、誤信を獲得しやすい特徴、要素を持っていたりすること、たとえば、心理学教育の目標の一つである「批判的思考態度」や「批判的思考能力」の違いがあることが推定される。しかしながら、本結果からはこれ以上詳細に分析することはできないだろう。

なおGFが年を追うごとに減少しているという知見は今後も追跡していかななくてはならない。なぜならば、これが年々批判的思考が根付いているということの反映であるならば、実に望ましいが、上級生の授業ノートを譲り受けるという別の情報源からの擬似的な改善であるならば、まことに嘆かわしい。後者の可能性を排除できるような調査方法を工夫する必要がある。

2. 血液型誤信 (FB) ・一般誤信度 (GF) とYG性格特性の関係

Ⅲ-1、Ⅲ-2、Ⅲ-3の結果から、FB有の方がFB無よりも、GFが高く、性格特性としては、より活動的、衝動的、思考的外向的、社会的外向的であり、より抑うつ的でないということがわかった。これは堤 (1996) が非科学的信念を持つ方が、社会的外向的であり、活動的であるとしたこと、また上瀬ら (1991) が、血液型性格判断信念の強さと

Y-G性格特性における社会的外向性の間に有意な相関を報告していることと一致している。すなわち、明朗活発で社交的な人物が、血液型誤信を持つことが多く、このことは上瀬らも堤も指摘するように、FBを円滑なコミュニケーションの道具として使用しているという推測が可能であろう。また批判的思考態度や批判的思考能力の観点からいえば、やはり明朗活発、社交的な人物にこそ、批判的思考を持てるような支援・訓練の必要がある場合が多いといえる。

3. YG性格特性値とABO式血液型（血液型誤信への反証部分）

Ⅲ-4の結果からは、ABO血液型ごとの、YG性格特性値には有意な差は見られなかった。さらにShaffer法による多重比較でも、ABO式血液型それぞれのYG性格特性値を統合した場合、全平均間に有意差はなかった。少なくとも、FB有の者の多くが強く信じているような、血液型ごとに性格や性格特性が異なるという証拠は得られなかった。

しかしながら、血液型×YG性格特性値の交互作用内で、攻撃性、活動性、思考的外向性、支配性、社会的外向性の特性値では、血液型間に有意な差がみられ、活動性、支配性、社会的外向性ではA型の得点がB型よりも高く、思考的外向性ではA型の得点がO型やB型よりも低かったという検定結果が得られている。

これらで見られた平均差以外、その他ほとんどの性格特性において、各血液型での違いが見られていないことから、この知見が血液型性格論を証明するものであるとは思われないが、教材として使用する場合には、この部分の解説・指導には十分な予備的検討が必要であろう。

この知見に対する作業仮説としてひとつの説明を試みると、血液型誤信の内容が極めて知れ渡っているため（たとえば、A型は〇〇であるといったもの）、そのこと自体が自分自身の性格への判断に影響を与え、最終的にもたらされた結果なのかもしれないとするのである。性格特性はけっして生まれつきで決まっているわけではなく、気質などの素質と環境との相互作用で作られていくというのが心理学の定説である。環境としての「血液型性格判断」情報がコミュニケーションを通じて、血液型ごとの後天的属性へ影響を与えていると考えるのである。もしもこれが本当であった場合、ここでの性格特性における血液型間のいくつかの差異は、血液型で決まったわけではなく、誤信そのものを信じ込むことで作られたということになる。もちろんこれは単なる仮説であって、本データからでは判断できない。確認・証明のためには別途研究が必要である。

しかしながら、こういった部分の解明と理解こそが、研究の動機づけともなるし、また本来の批判的思考が発揮される場でもある。その点からも、誤信の分析は非常に有効かつ有益な演習教材となると判断される。

4. 今後の課題

本研究の目的の一つである、十分なサンプルサイズを持ったデータの収集と整理・統合についていえば、その基盤は整ったといえるだろう。しかしながら、これらを使い、批判的思考態度・能力を養成しつつ、授業内で実際に演習に活用するためには、限られた授業時間を有効に使えるような、より詳細で、より実用的な実施シナリオとシステムが必要である。収集・整理した実データをどのように配布あるいは使用させていくのか、またその教材を使ったアクティビティを全体の授業計画にどのように組み入れていくか、その他にもテーマとした誤信に関する参考資料を収集したりなど、本格的な教材化までには、まだ多くの試行錯誤と検討が必要であろう。

このような教材として求められる諸条件を整備し、実際に使用しながら改善をしていくことが、今後の課題である。

引用・参考文献

- 1) 上瀬由美子・松井豊・古沢照幸. (1991). 血液型ステレオタイプの形成と解消に関する研究, 立川短大紀要, 24, 55-65.
- 2) 村井潤一郎, 山田剛史, & 杉澤武俊. (2009). 心理統計教育に関する教員・学生の意識調査. 日本教育工学会論文誌, 33, 9-12.
- 3) R Core Team. (2015). R: A language and environment for statistical computing R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL [http:// www.R-project.org/](http://www.R-project.org/).
- 4) 辻岡美延. (1982). 新性格検査法, 日本心理テスト研究所.
- 5) 堤幸一. (1996). 非科学的な信念への確信度と性格特性の関係 就実論叢, 26, 社会篇, 1-16.
- 6) 堤幸一. (2014). 心理学教育のための教材研究Ⅲ—マグニチュード推定法を題材とした心理統計演習— 就実教育実践研究, 7, 117-125.
- 7) 堤幸一. (2015). 心理学教育のための教材研究Ⅴ—心理統計学における回帰概念理解の要因モデル— 就実教育実践研究, 8, 123-133.