

博士< 医療福祉学> 論文

医療福祉分野を対象とした
質問紙調査における順序尺度の分析方法
—選択肢のカテゴリ数並びにパラメトリック手法の適用可能性—

Ordinal Scale Analysis Method for the Questionnaire Survey regarding Medical Welfare
: Number of the Scale Category and Applicability of Parametric Method

2016年3月
井 上 信 次

川崎医療福祉大学大学院

目次

序	1
第1章 順序尺度(3件法, 4件法, 5件法)の等間隔性の検証	7
1.1 緒言	7
1.2 目的	8
1.3 方法	8
1.3.1 調査対象者及び配布・回収方法	8
1.3.2 調査項目	9
1.3.3 分析方法	9
1.3.4 分析モデル	9
1.3.5 倫理的配慮	12
1.4 調査結果	12
1.4.1 回答者の属性	12
1.4.2 3件法, 4件法, 5件法質問票の基礎集計	12
1.4.3 項目反応理論(IRT)による分析結果	13
1.4.4 性別と最も回答がしやすかった尺度とのクロス集計表	14
1.5 考察	14
1.6 結論	15
第2章 順序尺度(3件法, 4件法, 5件法)の正規性の検証	17
2.1 緒言	17
2.2 目的	18
2.3 方法	18
2.3.1 データの作成方法	18
2.3.2 分析方法	18

2.3.3	分析対象	19
2.3.4	統計量のアルゴリズム	19
2.4	結果	20
2.4.1	シミュレーションによって作成したデータの統計量	20
2.4.2	正規性についての分析結果	21
2.5	考察	22
2.6	結論	22
第 3 章	順序尺度 (3 件法 , 4 件法 , 5 件法) の 2 変数間の分析方法についての検証	24
3.1	緒言	24
3.2	目的	25
3.3	方法	26
3.3.1	データの作成方法	26
3.3.2	分析方法	26
3.3.3	分析対象	26
3.3.4	統計量のアルゴリズム	26
3.4	結果	28
3.4.1	t 検定と Mann-Whitney 検定の有意確率との関連性	28
3.4.2	t 検定と Mann-Whitney 検定の有意確率の差と各統計量の差との関連性	28
3.4.3	2 変数間の等分散性についての検証	29
3.5	考察	30
3.5.1	順序尺度における t 検定の妥当性	30
3.5.2	一元配置分散分析及び Kruskal-Wallis 検定の下位検定 (多重比較) への示唆	31
3.6	結論	31
第 4 章	3 件法順序尺度のパラメトリック手法による分析の検証	32
4.1	緒言	32
4.2	目的	33
4.3	方法	33

4.3.1	調査対象者及び配布・回収方法	33
4.3.2	調査項目	34
4.3.3	分析方法	34
4.3.4	倫理的配慮	35
4.4	結果	36
4.4.1	回答者の属性	36
4.4.2	在籍大学とソーシャルワークコースへの志望動機 (国別比較)	36
4.4.3	分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との関連性	37
4.5	考察	37
4.5.1	大学やソーシャルワークコースを選択した理由	37
4.5.2	3 件法順序尺度と 5 件法順序尺度の分析結果の差の検討	38
4.5.3	3 件法順序尺度における一元配置分散分析の妥当性	38
4.6	結論	39
第 5 章	5 件法順序尺度のパラメトリック手法による分析の検証	40
5.1	緒言	40
5.2	目的	43
5.3	方法	43
5.3.1	調査対象者及び配布・回収方法	43
5.3.2	調査項目	44
5.3.3	分析方法	44
5.3.4	倫理的配慮	45
5.4	結果	45
5.4.1	回答者の属性	45
5.4.2	現状への不満	46
5.4.3	属性と現状への不満との関係	46
5.4.4	一元配置分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との関連性	47
5.5	考察	47
5.5.1	特養待機者へのアウトリーチの必要性	47

5.5.2	5 件法順序尺度における一元配置分散分析の妥当性	47
5.6	結論	48
第 6 章	5 件法順序尺度に基づく多変量解析-パラメトリック手法による分析の検証	49
6.1	緒言	49
6.2	目的	49
6.3	方法	50
6.3.1	調査対象者及び配布・回収方法	50
6.3.2	調査項目	50
6.3.3	分析方法	50
6.3.4	分析モデル	50
6.3.5	倫理的配慮	51
6.4	結果	51
6.4.1	回答者の属性	51
6.4.2	主成分分析及びカテゴリカル主成分分析による変数の縮約	51
6.4.3	「児童虐待スキル」,「メンタルヘルス問題への対応についてのスキ ル」,「対応上の困難感」の関係	52
6.5	考察	52
6.5.1	児童虐待の支援	52
6.5.2	5 件法順序尺度における主成分分析の妥当性	53
6.6	結論	53
総括		54
謝辞		58
参考文献		59
図表一覧		67

序

1 問題の所在

医療福祉分野で質問紙調査を行う際、調査対象者が特に高齢者や障害を持つ人の場合、自記式による回答は必ずしも容易ではない。また調査者が聞き取りによって回答を尋ね、記入するといった他記式であったとしても同じであろう。例えば7段階のカテゴリを持つ選択肢による7件法質問紙で、「あなたは次の7段階のうち、どの程度、満足していますか」では、回答の受け答えが効率よく進むとはいえない。

また5件法で尋ねたとしても、分析の中では、3件法に変換することがしばしばある。その場合、3件法による調査を実施した方が妥当であると考えられる。実際、どの程度のカテゴリ数が適切なのか。筆者は、医療福祉分野の、特に利用者を対象にした質問紙調査の場合、選択肢のカテゴリ数は少ない方が良いと考える。

質問紙調査において、尺度の設定は非常に重要である。尺度の設定は、その後の分析に大きな影響を与える。尺度水準は、大きくは質的尺度、量的尺度に分類される。さらにそれぞれ、名義尺度、順序尺度と間隔尺度、比例尺度に細分化される。質的尺度間の関連性や独立性の検定にはノンパラメトリック手法が用いられ、量的尺度のそれらの検定にはパラメトリック手法が用いられる。前者は Mann-Whitney 検定、Kruskal-Wallis 検定、² 検定等のデータの正規性を前提にしない手法・検定であり、後者は、t 検定、分散分析、因子分析等のデータの正規性を前提にした手法・検定である。

統計ソフト IBM SPSS Statistics を例に考える。3 カテゴリ以上を持つ名義尺度と、量的尺度の関連度を明らかにするために一元配置分散分析が用いられる。さらに、カテゴリ間に統計学的な有意差があるかどうかを確認するために、下位検定として Tukey HSD 等が用いられるが、以上は IBM SPSS Statistic では簡単に分析ができる。一方、Kruskal-Wallis 検定は、3 カテゴリ以上を持つ名義尺度と順序尺度以上の尺度の関連度を明らかにするために用いられる。その後の下位検定として、例えば Steel Dwass の検定が用いられるが、IBM SPSS Statistics には設定されていないため、R 等の統計ソフトが必要となる。

パラメトリック手法では算術平均値等が統計量として用いられる。その一方、ノンパラメトリック手法では、例えば平均ランクといった、専門家にしか理解できないような統計量が

用いられる。以上から、統計学の初学者がノンパラメトリック手法を理解することは困難といえよう。医療福祉分野の中でも、特に社会福祉施設の職員が調査者となる場合を考える。その多くは、調査の経験はあったとしても、専門家ではない場合が多い。一方で、社会福祉調査法 (Social Work Research) がソーシャルワークの技法の一つとされ、また社会福祉士の国家試験の科目として「社会調査の基礎」が設定されている。これらから社会調査がソーシャルワークの重要な知識・技能の一つとみなされているとはいえ、ソーシャルワーカーは必ずしも社会調査の専門家ではない。

医療福祉分野の大学院学生について考える。当該分野の大学院学生の多くは、論文執筆において社会調査を行っている。比率は分析不可能だが、量的調査を用いて執筆する場合が少なくとはいえない。わずかな時間でパラメトリック手法とノンパラメトリック手法についてそれぞれを深く理解することは可能か。そもそもパラメトリック手法とノンパラメトリック手法は異なった結論を導き出すのか。

本論の関心は、例えば共分散構造分析や、独立変数が多数あるような回帰分析といった高度な統計学や調査手法を範疇にしていない。本論は、先に述べた、社会福祉施設や大学院学生レベルで多く用いられるであろう、1変数の統計量 (算術平均値、標準偏差等) もしくは2変数間の独立性を示す統計量 (t 検定、一元配置分散分析等) に関心がある。

さらに選択肢数のカテゴリ数をいくつにするかは、質問紙調査において重要な問題の一つである。その中で、カテゴリ数について明確な指針が設定できるのであれば、社会福祉施設や大学院学生には有益であると考えられる。

本論で述べるように、日本人の特性として、中心の「どちらでもない」というカテゴリを質問紙調査に設けた場合、そこに回答が集中するといわれる。それは、奇数のカテゴリを持った選択肢が回答しやすいことを意味する。同様の結果は、本論の調査でも明らかになっている。

3件法と5件法とではどちらが適切か。例えば、賛成/反対を問う場合、3件法は「賛成である」「どちらでもない」「反対である」であり、5件法の場合「賛成である」「まあ賛成である」「どちらでもない」「やや反対である」「反対である」となる。これらの尺度はリッカート尺度と一般にいわれる¹⁾。この5件法における「まあ」や「やや」という曖昧な表現について、回答者に共通した理解があるならば特に問題はないが、そのような理解があるという保証はない。5件法の場合、「非常に賛成である」「賛成である」「どちらでもない」「反対である」「非常に反対である」のように、「1」「5」にあたるカテゴリを工夫する場合もある。これらは言葉の問題であるが、使用する言葉によって回答が大きく変わるという報告が

ある²⁾。一方、3件法についてはそのような指摘はみられない。

分析する際、5件法は、例えば標本数が少ない場合、²検定で困難をきたす。²検定は観測度数と期待度数の差から計算されるが、カテゴリ数が多い場合、観測度数が分散するため、適切な検定を実施できない。実際、観測度数に0がある場合、カテゴリを統合して、5件法を3件法に変換することがしばしば起こる。この観点から考えると、標本数が少ないことが想定される場合、3件法でデータを収集する方が妥当ではないか。

3件法、5件法という奇数尺度と、4件法という偶数尺度の違いについての議論はしばしばされてきた。例えばGarlandは、4件法と5件法によって回答が異なることを実証的に明らかにした³⁾。CroasmunとOstromは実証的調査において4件法と5件法のCronbachの係数を比較し、5件法が高かったことを報告した⁴⁾。同様に青木と井邑は5件法のCronbachの係数が3件法より高かったこと、及び因子分析の因子構造、結果について両尺度が同じ結果であったとした⁵⁾。MatellとJacobyは尺度の信頼性は尺度に影響されないとした⁶⁾。萩生田と繁樹は尺度の信頼性や因子分析、及び回答のしやすさという観点から、5件法が最も妥当であるとした⁷⁾。

以上の研究は非常に示唆に富むが、順序尺度が量的尺度として扱うことが可能であるという前提に立っている。また例えば先述した「やや」「まあ」といった言葉に対する共通理解が前提にされている。これは因子分析において、潜在変数を算出するといったことが分析のプロセスにあるからであろう。

では3件法は、統計学的に間隔尺度としてどの程度妥当だろうか。また本当に回答しやすいのだろうか。必ずしも全ての回答者にとって3件法が回答しやすいとはいえない。また、特にインターネット調査においては、選択肢のカテゴリ数だけでなく、レイアウトやボタンの設定が回答に影響を与えることが議論される⁸⁾。さらに、「どちらかといえば賛成である」というように、完全には賛成していないという態度の存在も否定しえない。以上から、必ずしもカテゴリ数が少ないということだけが回答のしやすさに影響を与えないとはいえない。これらは重要ではあるが、実証的に明らかにするためには、大規模な調査が必要となる。

以上から、本論の問題関心は以下の2つに集約される。第1は、調査対象者の負担を最小限にするために、3件法順序尺度といった少ないカテゴリ数の質問紙調査を実施する際、その尺度は、統計学的な妥当性(等間隔性、正規性及び頑健性)をどの程度持っているのか、である。第2は、社会福祉施設や大学院学生等の社会調査の初学者にとって、「なじみのある」算術平均値という簡易な統計量を用いて分析すること、つまり少カテゴリ数の尺度をパラメトリック手法で分析することは妥当か、である。

第1の点はこれまでの研究にはなかった視点である．第2の尺度の妥当性，特に頑健性について，以下の議論がある．

青木は「ある統計手法が仮定している条件を満たしていないときにも，ほぼ妥当な結果を与えるとき，頑健 (robust) である (頑健性を持つ) という．特に，検定において，例えば2群の算術平均値の差の検定 (t 検定) においては，(1) 母分布が正規分布である，(2) 分散が等しいという条件が満たされていなければならない．t 検定では，(1) が満たされないときでも頑健性を持つが，(2) に対してはあまり頑健ではない」と定義した⁹⁾．青木によると，t 検定において正規性は必ずしも重要ではない．この頑健性は，ロバスト推定 (robust estimation) として発展的に議論されている^{10, 11)}．ロバスト推定は外れ値が多い場合に有効な推定手段である．第2章で述べるように3件法，4件法及び5件法では，現実的に外れ値は発生しにくいため，ロバスト推定についての議論は本論の範疇ではない．本論では，頑健性を広義に捉え，順序尺度に対して，ノンパラメトリック手法とパラメトリック手法においてそれぞれ算出される有意確率がほぼ同じである状態と定義する．

2 本論の目的・構成

医療福祉分野を対象とした質問紙調査を順序尺度で実施する際の指針を，以下の2つに限定し提示する．

- 1) 回答のしやすさと統計学的な妥当性が成立する選択肢のカテゴリ数 (第1章)
- 2) パラメトリック手法を用いて分析することの妥当性 (第2章，第3章，第4章，第5章，第6章)

本研究によって得られる指針により，特に医療福祉分野の利用者には回答の負担が少なく，統計学の非専門家である研究者や社会福祉施設，職員には分析の負担が少ないという意味で，効率的・効果的な質問紙調査を行うことができる．

- 第1章 項目反応理論から，回答のしやすさと統計学的な妥当性が成立する選択肢のカテゴリ数について明らかにする．ここでは，筆者の所属大学の学生を対象に行った質問紙調査のデータを用いる．
- 第2章 シミュレーションデータに基づき，3件法，4件法及び5件法の各順序尺度の正規性を検証する．
- 第3章 シミュレーションデータに基づき，3件法，4件法及び5件法の各順序尺度における t 検定と，Mann-Whitney 検定の違いについて検証する．これらの章では R 及び Microsoft Excel によって作成したシミュレーションデータを用いる．

- 第4章 米国、英国及び日本でソーシャルワーク系学科に所属している学生を対象にした質問紙調査のデータを用いる．その中で、3件法と5件法について一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定をそれぞれ行い、結果を比較する．
- 第5章 高齢者社会福祉施設の待機者を対象にした質問紙調査のデータを用いる．その中で、5件法順序尺度についての一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定による結果を示す．その上で、社会福祉施設やその利用者にとって「わかりやすい」算術平均値等の統計量で調査結果を提示できる可能性について述べる．
- 第6章 児童虐待の対応をしている保健師を対象にした質問紙調査のデータを用いる．その中で、5件法順序尺度についての主成分分析とカテゴリカル主成分分析の結果を示す．本論の関心は、主に1変数の統計量や2変数間の独立性であるが、本論の適用可能性を提示するために多変量解析の一部を提示する．その上で統計手法が高度になる分析ではなく、比較的簡便なわかりやすいパラメトリック手法を用いることが妥当であることを述べる．

第2章、第3章で用いるデータは、一様乱数を用いたシミュレーションであるために、標本数が大きくなればなるほど、各カテゴリの度数が均等化する．そのため実際のデータから乖離する傾向にある．そのようなデータの限界を補うために第3章以降では、筆者がこれまでに調査をしたデータを用いる．

第4章及び第5章の一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定の下位検定について、本論では各調査データの傾向を述べるために、一元配置分散分析の Tukey HSD 検定のみを行う．Tukey HSD 検定以外の下位検定、Kruskal-Wallis 検定の下位検定についても重要ではあるが、それらの比較をするためには、多岐にわたる議論をする必要がある．本論は順序尺度についてパラメトリック手法が適用可能かどうかに関心があるため、下位検定についての詳細な議論を行わない．

ただし、第3章で提示するように、一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定の下位検定に、Bonferroni の修正による t 検定、Mann-Whitney 検定をそれぞれ用いることが可能である． t 検定と Mann-Whitney 検定の結果がほぼ同じであるなら、一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定の下位検定の結果は同じであることが推察される．

3 統計ソフト及び有意水準

本論で用いた統計ソフトは、Microsoft Excel 2010、R、IBM SPSS Statistics 21、M-Plus7.1 である．以下、それぞれ Excel、R、SPSS、M-Plus と表記する．有意水準は5%も

しくは1%とした。

4 各章の元になった筆者の論文

本論は、以下の諸論文を加筆、修正したものが含まれている。

- 第1章 井上信次：項目反応理論に基づく順序尺度の等間隔性 質問紙調査の回答選択肢(3～5件法)の等間隔性と回答のしやすさ。川崎医療福祉学会誌，25(1)，23-35,2015。
- 第2章 該当論文なし
- 第3章 該当論文なし
- 第4章 井上信次，熊谷忠和：ソーシャルワーカーの教育養成に関する国際比較—米国・英国・日本の学生の持つ価値観の違い—。川崎医療福祉学会誌，20(2)，427-435，2011。
- 第5章 井上信次，岡本宣雄：特別養護老人ホームの待機者調査にみる待機者及びその介護者へのアウトリーチの必要性。川崎医療福祉学会誌，20(2)，331-345，2011。
- 第6章 井上信次，松宮透高：保健師のメンタルヘルス問題のある親による児童虐待に対する問題認識 A県における保健師の意識調査から。川崎医療福祉学会誌，21(1)，121-126，2011。

第1章 順序尺度(3件法, 4件法, 5件法)の等 間隔性の検証

1.1 緒言

質問紙調査において, 尺度水準の設定は大きな課題の一つである. 特にリッカート尺度は, 順序尺度と間隔尺度のどちらに分類するかについて研究上の長い歴史がある¹²⁾. 両者の違いは, 尺度の正規性と選択肢(カテゴリ)間の等間隔性に要約される. 尺度の正規性については, ピアソン等によって古くから議論され¹³⁾, Kolmogorov-Smirnov 検定を始めさまざまな検定が用いられる. 一方, カテゴリ間の等間隔性については統計学的検定までに至っていない.

5件法のリッカート尺度の場合, 統計学的には, 例えば「4」と「5」との間の等間隔性を確認しなければならない. 尺度の等間隔性が保証され, さらに正規性を持つのであれば, 間隔尺度として扱うことができる. 例えば分散分析は順序尺度に対して用いても良いという議論もあるが¹²⁾, それらの根拠の大半は調査者の経験則である. 統計学の教科書は, 例えば算術平均値は間隔尺度以上でしか計算できないと指摘するが, 多くの統計学的分析では順序尺度を間隔尺度とみなしている.

西里はリッカート尺度を比例尺度として扱うことは誤りであるが, それを検証する方法が身近にないとした¹⁴⁾. 狩野は3件法及び4件法は「グレーゾーン」, 5件法以上は連続尺度とみなしても良いと考えた¹⁵⁾. 脇田は間隔尺度では各カテゴリ間の間隔が等間隔であるという仮定を満たす必要があるとした¹⁶⁾. その他, さまざまな議論があるが, 等間隔性に関する数十年にわたる議論は必ずしも決着をみていない.

ここで項目反応理論 (Item Response Theory, 以下IRT) に着目する. IRTは特に心理学領域で研究が進んでおり¹⁷⁻²⁰⁾, 近年になり社会福祉分野でも適用され始めた²¹⁾. これらの研究の中では, IRTは間隔尺度, 順序尺度の尺度水準を下げずに, 調査で得られた情報を最大限にいかすために用いられている. 職業性ストレス簡易調査票は4件法によって構成された質問紙調査であるが, IRTによって間隔尺度を担保している²²⁾. 尺度開発上, このような研究は重要でありIRTが有効である. しかしながら筆者はこのような研究は分析者視点

によるものであり、回答のしやすさという回答者視点を欠いていると考える。

どのような尺度が回答しやすいかは、調査対象者や調査内容による。筆者は、医療福祉の利用者を調査対象とする場合、回答が利用者にとって最小限の負担であることが好ましく、また選択肢のカテゴリ数は少ない方が良いと考える。回答のしやすさと統計学的な妥当性が成立する選択肢のカテゴリ数、さらには質問数の分析が必要ではないか。にもかかわらず医療福祉分野の研究の中で、以上の関心を持った研究はされてこなかった。また調査対象者が「回答してもいい」という理由の一つが質問の量と難易度だが²³⁾、具体的にどの程度の量と簡便さが必要かまでは、教科書的な記述を除き、統計学的に言及されることはない。高齢者施設の待機者本人を対象にした5件法自記式質問紙調査があるが、回収率が低く、欠損値も多くなっている²⁴⁾。

どの程度の選択肢のカテゴリ数が回答しやすいかを明らかにするためには、調査対象者を固定し、同内容の質問を、複数の選択肢のカテゴリで分析する必要がある。しかしながら同内容のものを複数回、短時間の間隔で調査をすれば、調査対象者が1回目の調査内容を記憶している可能性が高いため(学習効果)、正確な結果が得られない可能性がある。一方、時間を空けすぎると対象者に大きな変化が起こりうる。さらに、日を空けて複数回の調査を行う場合、個人を固定する必要があるが、個人情報保護の観点からも困難であり、また2回目以降の調査でケースの脱落(摩耗)が起こる可能性がある。以上のような調査の困難さもあり、とかく医療福祉分野において、どの程度の選択肢のカテゴリ数が回答しやすいかに関する研究は十分でなかったと考える。

1.2 目的

質問紙調査における、3件法、4件法及び5件法の各順序尺度に対する回答のしやすさと、統計学的な妥当性が成立する選択肢のカテゴリ数について明らかにすることである。

1.3 方法

1.3.1 調査対象者及び配布・回収方法

2015年1月下旬に筆者が行う講義において、質問紙を配布し、回収した(集合調査法)。対象はM大学I学部の学生で、大半が3年生である。対象者の標本抽出は行っていない。

1.3.2 に示す3件法、4件法及び5件法のそれぞれの質問紙は無作為に並んでいることが

ら、回答者によって回答する質問紙の順番は異なる。それぞれの質問紙における質問の順番は乱数によって無作為に並べた。3種類の質問紙への回答は、約20分おきに行い、一度回答した質問紙の訂正は行わない旨を回答者に伝えた。以上を通して、同じ質問を繰り返し行うことで生じる回答者の学習効果を最小限にした。

調査票は、130部を配布し、103部を回収した。3件法、4件法及び5件法質問票の項目について、一つでも無回答がある場合は無効回答票とした。その上で、性別、回答のしやすさについては無回答がある場合でも有効回答票とした。その結果、89票を有効回答票(86.4%)とした。また、「性別」「回答のしやすさ」に関する分析ではペアワイズによる欠損値の除去を行ったため、それぞれの有効回答票は、88票(85.4%)、78票(75.7%)となった。

1.3.2 調査項目

質問は性別「3件法、4件法、5件法質問票」「3件法、4件法、5件法質問票に対する回答のしやすさの順」(以下、回答のしやすさ)、SOC日本語版13項目から構成した「3件法、4件法、5件法質問票」は表1に示した。3件法、4件法及び5件法質問票は国民生活基礎調査の項目を参考に、学生が回答しやすい人生等への「不安」に関する14項目を、筆者が独自に作成した。3つの質問票のそれぞれは同じ質問項目であり、選択肢が3件法、4件法及び5件法になっている。回答のしやすさについては、「最も回答しやすかった質問票」「次に回答がしやすかった質問票」「最も回答がしにくかった質問票」について3択で順に回答を求めた。「SOC日本語版13項目」²⁵⁾は、例えば目の前の課題に対する処理可能感、有意味感といった下位概念によって構成されている。SOC(Sense of Coherence)の程度によって回答方法に違いがあるかを確認するために挿入した。なお、本章ではSOCの分析を割愛した。

1.3.3 分析方法

3件法、4件法及び5件法質問票はIRTの段階反応モデルによる分析を行った。性別と回答のしやすさの関係は、クロス集計表を作成し、²検定を行った。IRTはM-Plusを、それ以外はSPSSを用いた。

1.3.4 分析モデル

項目反応理論における尺度の等間隔性

IRTは、テスト項目に対する受検者(回答者)の反応(解答や回答)に基づいて心理的特性

値の大きさを推定し、項目やテストの特徴を統計的に評価するために開発された²⁶⁾。IRT は、受検者の能力を 1 因子の構成概念で捉える。その意味では、IRT は因子分析において 1 因子構造を設定することと、ほぼ同義である。IRT により、各変数の尺度を得点として単純加算するような古典的テスト理論ではなく、尺度や項目に関する精緻な情報を得ることができる²⁷⁾。テストを受けた受検者の能力だけでなく、テスト問題の作成や評価を同時に行うことができる²⁸⁾。さらに IRT の項目統計量は受検者の母集団の特徴、項目数や難易度とは独立に定義される²⁹⁾。

TOEFL では、正誤の合計から合計点を算出するのではなく、IRT から得点を算出している。それにより例えば TOEFL の得点が 700 点である場合、どの回の受験者であってもその能力は 700 点の能力があることを担保している。つまり、異なる問題を異なる受験者集団が解いたとしても、同一の評価を行うことが可能となっている³⁰⁾。

項目反応の出現率を定義するものを項目反応モデルという。特に本章は、3 件法以上の尺度を分析するが、この場合、段階反応モデルと呼ぶ。段階反応モデルのアルゴリズムは研究者によって表記が異なる。本章では、比較的簡便である住のモデルを援用する³¹⁾。

段階反応モデルでは、(潜在) 能力値 θ ($-\infty < \theta < +\infty$) の人が、項目 j で c 番目の選択肢を選択する確率 $p_{jc}(\theta)$ を考える。式 (1.1) に示す。

$$p_{jc}(\theta) = p_{jc}^*(\theta) - p_{jc+1}^*(\theta) \quad (1.1)$$

$p_{jc}^*(\theta)$ は、能力が θ である回答者が、項目 j において選択肢の一つを選択し ($c = i$)、 $c \geq i$ となる確率を意味する。例えば、項目 j が「1. いいえ」($c = 1$)「2. どちらでもない」($c = 2$)、「3. はい」($c = 3$) の 3 件法を考える。このモデルでは、例えば、能力 θ を持つ者が、項目 j で「2. どちらでもない」を選択する確率 $p_{j2}(\theta)$ は「2」以上を選択する確率 $p_{j2}^*(\theta)$ から、項目 j で「3」以上を選択する確率 $p_{j3}^*(\theta)$ を減じた値となる。式 (1.2) に示す。

$$p_{j2}(\theta) = p_{j2}^*(\theta) - p_{j3}^*(\theta) \quad (1.2)$$

回答者はどの選択肢を選んだ場合でも、 $c \geq 1$ となるため、 $p_{j1}^*(\theta) = 1$ となる。3 件法の場合、 $c \geq 4$ は存在しないため、例えば、 $c = 4$ の場合は、 $p_{j4}^*(\theta) = 0$ となる。

$p_{jc}^*(\theta) - p_{jc+1}^*(\theta)$ は、識別力 (Discrimination parameter または Slope parameter) と困難度 (Difficulty parameter) から得られる。式 (1.3) に示す。

$$p_{jc}^*(\theta) - p_{jc+1}^*(\theta) = \frac{1}{1 + \exp[-a_j(\theta - b_{jc})]} - \frac{1}{1 + \exp[-a_j(\theta - b_{jc+1})]} \quad (1.3)$$

a_j は項目 j における識別力パラメタであり、曲線の傾きである。 b_{jc} は項目 j で c 番目のカテゴリを選択する際の困難度パラメタである。識別力は、テスト全体で測っている特性を

適切に反映しているかどうかの指標である³²⁾。識別力が高くなれば、特性を適切に反映しており、出現率を明確に示しているといえる。 b_{jc} は、能力が θ である回答者が項目 j で c と $c \pm 1$ との選択を分別する閾値 $_{jc}$ から計算される。3 件法の場合、以下の通りである。

b_{j1} : 「1」に対して出現率が 50% になる能力の位置

b_{j2} : 「1」と「2」に対する出現率が同じになる能力の位置

b_{j3} : 「3」に対して出現率が 50% になる能力の位置

b_{jc} について式 (1.4)(1.5)(1.6) に示す。

$$\tau_{j1} = b_{j1} \quad (1.4)$$

$$\frac{\tau_{j1} + \tau_{j2}}{2} = b_{j2} \quad (1.5)$$

$$\tau_{j3} = b_{j3} \quad (1.6)$$

3 件法の場合、それぞれのカテゴリを選択する確率は式 (1.7)(1.8)(1.9) から求められる。なお、式 (1.9) の $p_{j4}^*(\theta)$ は先述の通り、3 件法においては存在しない。

- 項目 j で「1. いいえ」($c = 1$) を選択する確率： $p_{j1}(\theta)$

$$p_{j1}(\theta) = p_{j1}^*(\theta) - p_{j2}^*(\theta) = 1 - \frac{1}{1 + \exp[-a_j(\theta - b_{j2})]} \quad (1.7)$$

- 項目 j で「2. どちらでもない」($c = 2$) を選択する確率： $p_{j2}(\theta)$

$$p_{j2}(\theta) = p_{j2}^*(\theta) - p_{j3}^*(\theta) = \frac{1}{1 + \exp[-a_j(\theta - b_{j2})]} - \frac{1}{1 + \exp[-a_j(\theta - b_{j3})]} \quad (1.8)$$

- 項目 j で「3. どちらでもない」($c = 3$) を選択する確率： $p_{j3}(\theta)$

$$p_{j3}(\theta) = p_{j3}^*(\theta) - p_{j4}^*(\theta) = \frac{1}{1 + \exp[-a_j(\theta - b_{j3})]} \quad (1.9)$$

式 (1.7)(1.8)(1.9) を 3 件法でシミュレーションしたものを図 1 に示した。図 1 は IRCCC (Item Response Category Characteristic Curve：項目カテゴリ反応曲線) である。横軸が能力 (θ) であり、縦軸が出現する確率 (probability) である。各図の一番左の曲線は「1. 思わない」(C1)、2 番目が「2. どちらでもない」(C2)、一番右が「3. 思う」(C3) である。各カテゴリがテストの得点であると考え、能力が低い (θ が低い) 者は、1 点を得る確率が高くなるが、能力が高い (θ が高い) 者は、3 点を得る確率が高くなる。C1 は、 θ が高くなるにつれて出現率が低くなっていく。反対に、C3 は、 θ が高くなるにつれて出現率が高くなっていく。

カテゴリごとの困難度が均等になればなるほど、各カテゴリが等間隔に出現することから、尺度の等間隔性を保証できる。IRCCC では各曲線が左から均等にカテゴリ順に並んでいるとき、尺度が等間隔であると判断される。例えば、3 件法では、C1 と C2、C2 と C3 の交点が左から順に、また均等に並んでいる場合である。

カテゴリカル因子分析

IRT を用いる際、カテゴリカル因子分析により、因子構造が 1 因子構造であることを確認した上で分析が行われることになる。M-Plus でカテゴリカル因子分析を行う際、因子軸の回転は、ジオミン (Geomin) 回転が初期設定になっており、順序尺度の分析に適している。パラメタの推定は順序尺度の場合、多分相関係数 (Polychoric Correlation) に基づく WLSMV (Weighted Least Squares estimation with Mean and Variance: 重み付けのある最小二乗法) が一般に用いられる。

因子構造について、IRT は 1 因子構造が分析条件であることから、全ての尺度において、第 1 固有値から第 2 固有値への減退率が大いこと、かつ CFI (Comparative Fit Index) > 0.95 、TLI (Tucker-Levis index) > 0.95 、RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) < 0.08 という因子構造を満たす必要がある。CFI はモデルの適合度を示す指標であり、0 ~ 1.0 の範囲を取る。TLI はモデルの適合度を示す指標であり、0 ~ 1.0 の範囲を取る。RMSEA はモデル分布と真の分布との差を示す指標であり、0 ~ ∞ の範囲を取る。

1.3.5 倫理的配慮

回答は無記名であり、本調査への回答が成績等に全く影響をしないこと、調査結果は学術目的にのみ使用し、調査に協力できない場合は、白紙にて返却する旨を伝えた。

1.4 調査結果

1.4.1 回答者の属性

回答者の属性を表 2 に示した。回答者の約 6 割が女性であった。学年は不明であるが、大半が 21 ~ 22 歳である。

1.4.2 3 件法、4 件法、5 件法質問票の基礎集計

3 件法、4 件法及び 5 件法質問票のそれぞれの度数分布、及び基礎統計量として算術平均値、中央値、標準偏差を表 1 に示した。順序尺度の場合、基礎統計量を計算できないが、比較のために計算した。全ての質問について、5 件法が最も標準偏差が高く、3 件法が最も低かった。

1.4.3 項目反応理論 (IRT) による分析結果

3 件法, 4 件法及び 5 件法質問票について, 先述の方法, 基準によるカテゴリカル因子分析を行った. その結果を表 3 に示した. 質問項目 7, 10, 11, 12 の 4 変数の組み合わせが 1 因子構造として最適であることが認められた. それ以外の質問項目は, IRT の分析では除外された. 表 4 は IRT に基づく各項目の識別力, 閾値 (a), 困難度 (b) である. 図 2, 図 3 及び図 4 はそれらの IRCCC である. 3 件法は 3 本, 4 件法は 4 本, 5 件法は 5 本の曲線が描かれる. 図及び表中の質問項目は, カテゴリカル因子分析において IRT の分析モデルとして妥当であると認められた質問項目であった 7, 10, 11, 12 のみを記載した.

識別力について, Roznowski は 0.5 未満の項目³³⁾, 豊田は 0.2 以下の項目は除去すべきであると指摘している³⁴⁾. 本章の場合, いずれの場合でも基準を満たした. 困難度について豊田は絶対値が 4.0 をこえる項目は除去すべきであるとした. 本章の場合, 質問 7 の 4 件法, 5 件法, 質問 12 の 5 件法がこの基準に該当する. 以上から以下の知見が導き出された.

1)3 件法

3 件法の結果を図 2 に示した. 質問項目 7, 10, 11, 12 は θ が上がるにつれ, C1 の出現率が下がり, C3 の出現率が上がっていた. 全ての変数において各カテゴリの曲線が C1, C2, C3 の順に, かつ均等に存在していた. ここから全ての変数に等間隔性が認められた.

2)4 件法

4 件法の結果を図 3 に示した.

1. 質問項目 7: 先述の基準により分析から除外された.
2. 質問項目 10: 各カテゴリの曲線が C1, C2, C3, C4 の順に, かつ均等に存在したことから等間隔性が認められた.
3. 質問項目 11: C3 と C4 の交点が大きく右にはみ出しているため, θ に C1 から C4 が等間隔に反応していないと認められた. ただし $\theta = 3.5$ では C3 と C4 の交点がみられないが, $\theta > 3.5$ のいずれかの段階で交点が生じる可能性がある. ここから等間隔性が認められるかどうかは判断できなかった.
4. 質問項目 12: 各カテゴリの曲線が C1, C2, C3, C4 の順に, かつ均等に存在したことから等間隔性は認められた.

3)5 件法

5 件法の結果を図 4 に示した.

1. 質問項目 7：先述の基準により分析から除外された。
2. 質問項目 10：C3 と C4 の交点が，C2 と C4 の交点より左に認められた。各カテゴリ曲線が順に出現しなかったため，等間隔性は認められなかった。
3. 質問項目 11：C3 と C4 の交点が，C2 と C3 の交点よりも左に認められた。各カテゴリ曲線が順に出現しなかったため，等間隔性は認められなかった。
4. 質問項目 12：先述の基準により分析から除外された。

1.4.4 性別と最も回答がしやすかった尺度とのクロス集計表

回答のしやすさを表 5 に示した。4 件法が最も回答しやすかったと回答した者は約 11% であった。そこで 4 件法を除き，性別によって 3 件法，5 件法について最も回答しやすかった質問票に違いがあるかを明らかにするためにクロス集計表を作成し， χ^2 検定を行った。その結果を表 6 に示した。性別と回答のしやすさに統計学的な差が認められた。

さらに，男性，女性それぞれの中で，最も回答がしやすかった尺度に違いがあるかどうかを明らかにするために， χ^2 検定を行った。その結果，男性についてはその違いは認められなかったが ($\chi^2 = 0.040, p = N.S.$)，女性には違いが認められた ($\chi^2 = 8.395, p < 0.01$)。

以上から，特に男性については，最も回答がしやすかった質問票に違いはないが，女性については 3 件法質問票よりも 5 件法質問票の方が最も回答しやすかったと回答する傾向があった。

1.5 考察

3 件法は全ての質問項目，4 件法は 2 変数に等間隔性が認められたが，5 件法は全ての変数に等間隔性が認められなかった。

3 件法については，全ての質問項目において尺度の等間隔性が認められたことから，順序尺度ではなく間隔尺度とみなせる可能性が示唆された。一方，尺度が 4 件法，5 件法になるにつれて，質問項目によって尺度の等間隔性を担保できないという結果になった。このことから，特に 5 件法の分析時には，間隔尺度ではなく，順序尺度として扱う方が妥当であることが示唆された。

ただし，困難度の絶対値が 4 未満であるという基準は満たしていないが，識別力の視点から分析すると，質問項目 7 の 4 件法，5 件法及び質問項目 12 の 5 件法の識別力が高く，各

カテゴリの交点が順に左から均等に存在していた．この点から，これらの質問項目が安易に順序尺度であるとはいえない．間隔尺度の場合，その分析手法はノンパラメトリック手法から t 検定や分散分析といったパラメトリック手法まで多様な手法を用いることができる．一方，順序尺度の場合，ノンパラメトリック手法に限定され，原則的にパラメトリック手法を用いることはできない．

性別と最も回答がしやすかった尺度とについて，ジェンダー（社会的性差）の影響があると推測できる．しかし本質問票から詳細な分析をすることは不可能である．本調査が 20 歳前半の学生を対象にしていることから，全てを普遍化することはできないが，調査対象者に女性が多い場合と，男性が多い場合とでは回答のしやすさに少なからず影響を及ぼす可能性が示唆できよう．

ただし，対象者の多くが女性であるとして回答がしやすい 5 件法調査票のみを用いることは，尺度の等間隔性という観点から分析時に分析手法が限定される可能性がある．なぜならば，先述の通り，5 件法は必ずしも等間隔性を担保できないからである．等間隔性が認められない場合，通常，例えば 2 群間の比較を行う際は， t 検定ではなく Mann-Whitney 検定を用いる必要がある．にもかかわらず，5 件法調査票を用いた調査では， t 検定がよく用いられる．回答のしやすさと統計学的な妥当性との間に差が生じる可能性があり，パラメトリック手法が多く用いられる現状には課題が残るといえる．しかしこれらは理論上の問題であるともいえる．実際， t 検定と Mann-Whitney 検定等の間でその結果に差があるかどうかは次章以降で検証する．

両性別ともに 4 件法が最も回答しやすいと回答した者は少なかった．これは日本人という社会的性格が影響しているともいえる．国際比較調査において，欧米では 5 件法が多く用いられるが，日本では中心点がない 4 件法が用いられる．それは，日本人は中心点の「どちらでもない」に回答が集中しやすいという指摘があるからである³⁵⁾．これは逆に解釈すれば，3 件法や 5 件法が回答しやすいことを示唆する．この点から，本調査の結果は妥当であるといえるが，女性について，なぜ 3 件法より 5 件法の方が回答しやすいかは推測できない．

1.6 結論

IRT の観点から，3 件法，4 件法及び 5 件法の各順序尺度における変数の等間隔性について分析を行った．その結果，第 1 に特に 3 件法尺度の等間隔性が認められた．ここから，より少ないカテゴリ数で質問紙調査を行い，間隔尺度とみなすことが統計学的に妥当である．

さらに「2. どちらでもない」という尺度の中心点が存在することで、日本人にとってより回答がしやすくなることが確認された。第2に性別によって回答のしやすさが異なっていた。

第3に対象者の多くが女性であるとして回答のしやすい5件法調査票のみを用いることは、尺度の等間隔性という観点から分析時に分析手法が限定される可能性がある。にもかかわらず、パラメトリック手法が多く用いられる現状は否定しえない。

第2章 順序尺度(3件法, 4件法, 5件法)の正規性の検証

2.1 緒言

パラメトリック手法の前提は, 分析対象のデータが正規分布に近似していることである. 正規分布は式 (2.1) の通りである.

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi s^2}} \exp \left[-\frac{(x - \bar{x})^2}{2s^2} \right] \quad (2.1)$$

この正規分布にデータが近似しているかどうかは, 例えば正規確率紙による検討, Kolmogorov-Smirnov や Shapiro-Wilk による検定が用いられる. これらの検定の結果, データが正規性を持っていると認められた場合, 例えば2変数間の差の検定ではt検定等が用いられる. 反対に, データが正規性を持っていることが認められない場合, そのデータの分析はノンパラメトリック手法である Mann-Whitney 分析が用いられるべきである. しかしながら, 多くの分析において, 厳密な意味で正規性の検定が行われてはいない. その理由として, これらの検定において, データが正規性を持っているという検定結果が生じにくいことにもよる.

以上の検定ではないが, よく用いられる正規性の確認方法が, 天井効果や床下効果の確認である³⁶⁾. 天井効果とは, 算術平均値 + (1×標準偏差) が尺度の取る最高値をこえた場合であり, 床下効果とは, 算術平均値 - (1×標準偏差) が尺度の取る最小値未満の場合である. 例えば, 5件法の場合, 算術平均値 + (1×標準偏差) が5をこえた場合は天井効果と呼ばれ, 算術平均値 - (1×標準偏差) が1未満の場合は床下効果と呼ばれる. ただし, 研究によっては算術平均値 ±(2×標準偏差) の場合もあるが, 算術平均値 ±(n×標準偏差) が尺度の取る最高値と最小値から逸脱した場合, データは偏っていると認められ, パラメトリック検定には不適切であるとされる.

この算術平均値 ±(n×標準偏差) については, 外れ値の検討にも用いられる. データが正規分布に近似する場合, 算術平均値 ±(1×標準偏差) に全体の 68.2% が, 算術平均値 ±(2×標準偏差) に全体の 95.4% のデータが含まれる. 算術平均値 ±(2×標準偏差) をこえたデータは異常値として外れ値とされる場合がある. SPSS では, 75 パーセントタイルから上に, または 25 パーセントタイルから下に, 75 パーセントタイルから 25 パーセントタイルを減

じた値の 1.5 倍から 3 倍をこえたデータが外れ値とされる³⁷⁾。

さて、3 件法、4 件法及び 5 件法の尺度を考える際、外れ値とみなされるデータが生じる可能性は低い。なぜならば、例えば 5 件法の場合、1 人のみが「1」と回答し、その他全員が「5」と回答した場合、「1」と回答したデータは外れ値である可能性もあるが、現実的にはあまり起こりえないからである。この観点から、本論では外れ値については考察しない。

天井効果、床下効果についてはどうだろうか。データが尺度の上限値（5 件法の場合「5」）か下限値（5 件法の場合「1」）に偏っているということは、歪度が 0 から外れているとも考えられる。これまでの研究において 3 件法、4 件法及び 5 件法と歪度、尖度との関係について、教科書的な記述を除き、厳密には議論されなかった。

2.2 目的

3 件法、4 件法及び 5 件法の各順序尺度の正規性を、シミュレーションによって作成したデータから検証することである。

2.3 方法

2.3.1 データの作成方法

R 及び Excel の randbetween 関数を使用する。R では、3 件法、4 件法及び 5 件法を、乱数により 10 標本から 1000 標本まで 1 標本ずつ増加させ、作成した。Excel では、それぞれの尺度について、1～3、1～4、1～5 の乱数による整数を 100 個、50 個、20 個発生させ、それぞれ 1000 件分作成した。つまり、100 標本×1000 件、50 標本×1000 件、20 標本×1000 件のデータが得られた。

2.3.2 分析方法

シミュレーションで得られたデータについて、それぞれ正規性があるかどうかを、Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量によって確認をした。その後、尖度、歪度との関連性を確認した。分析には Excel、R、SPSS を用いた。

2.3.3 分析対象

分析への外れ値の影響を減らすため、それぞれの統計量について算術平均値 $\pm(2 \times \text{標準偏差})$ をこえるものは分析から除外した。

2.3.4 統計量のアルゴリズム

尖度・歪度

尖度は正規分布からの上下のズレを、歪度は左右のズレを示す³⁸⁾。式 (2.2)(2.3) の通りである。 $ku = 0$, $sk = 0$ のときに正規分布であると認められる。

尖度 (ku)

$$ku = \sum \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s} \right)^4 - 3 \quad (2.2)$$

歪度 (sk)

$$sk = \sum \left(\frac{x_i - \bar{x}}{s} \right)^3 \quad (2.3)$$

s : 標準偏差

正規性の検定

1) Shapiro-Wilk の正規性の検定

Shapiro-Wilk の正規性の検定は、式 (2.4)(2.5)(2.6) により計算された検定量 w により行われる³⁸⁾。

$$w = \frac{(\sum a_i x_i)^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2} \quad (2.4)$$

$5 \leq n \leq 20$ のとき

$$a_i^2 = a_n^2 = \frac{\left(\frac{n}{2}\right)}{\sqrt{2} \left(\frac{n}{2} + 1\right)} \quad (2.5)$$

$21 \leq n$ のとき

$$a_i^2 = a_n^2 = \frac{\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\sqrt{2} \left(\frac{n}{2} + 1\right)} \quad (2.6)$$

2) Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量

Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量は式 (2.7)(2.8) から計算される³⁸⁾。

$$Z = D_{\max} \quad (2.7)$$

D_{\max} は $|d_i|$ のうちの最大値であり，

$$|d_i| = |P_{i1} - P_{i2}| \quad (2.8)$$

P_{i1} ：実測分布の i 階級の累積相対度数

P_{i2} ：理論分布の i 階級の累積相対度数

である．理論分布はデータが正規分布であるときの度数であり，実測分布と最も大きな差を統計量としたものが，Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量だと考えることができる．Kolmogorov-Smirnov 検定の帰無仮説は「変数は正規分布に従う」である．

Z 統計量の値が大きくなればなるほど，有意確率の値は下がっていく．つまり，正規分布からは離れていく．臨界値は， $n = 100$ のとき 5% 水準で $Z = 0.13$ ，同じく 1% 水準で $Z = 0.16$ である．Kolmogorov-Smirnov の正規性の検定は比較的に小標本での正確な検定ができるため³⁹⁾，本章では Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量を用いる．

一様分布

本データは，一様乱数に基づく一様分布によるデータである．一様分布は，範囲 a (上限) から b (下限) における確率密度分布 $f(x)$ であり，式 (2.9) により計算される．

$$f(x) = \frac{1}{a - b} \quad (2.9)$$

一様分布は，各カテゴリの度数が同数となる．Kolmogorov-Smirnov の検定は正規性の検定であるが，逆に考えれば一様分布の検定である．帰無仮説が棄却されるとき，その分布は一様分布となる．

2.4 結果

2.4.1 シミュレーションによって作成したデータの統計量

R によるシミュレーションの結果を図 5 に示した．その結果，尺度を問わず，500 標本をこえたあたりから，有意確率が 5% 以下となった．つまり正規性が満たされる可能性が低くなった．

randambetween 関数によって得られたデータの統計量を表 7 に示した．表 7 には，100 標本，50 標本，20 標本のデータの算術平均値，中央値，歪度，尖度，標準偏差， Z 統計量を求め，さらに 1000 件分の各統計量の算術平均値及び標準偏差を示した．つまり，100 標本

×1000 件，50 標本 ×1000 件及び 20 標本 ×1000 件のデータである．本章では，これらのデータが母集団であると考え．特に，標準偏差については，母標準偏差であることから Excel の STEDEV.P 関数 (母標準偏差) を求めた．つまり母標準偏差 (S) は式 (2.10) の通りである．

$$S = \sqrt{\frac{\sum (X_i - \mu)^2}{n}} \quad (2.10)$$

μ : 母集団の平均値

算術平均値，中央値，歪度は正規分布に近似しているといえる．尖度， Z 統計量については，3 件法，4 件法，5 件法の順に正規分布に近似していく傾向にあった．次に，各統計量について外れ値の影響を避けるために，算術平均値 $\pm(2 \times \text{標準偏差})$ をこえるものを外れ値とした．その結果を表 8 に示した．少なくともおよそ 95% のデータが有効であることが認められた．データの傾向は表 7 とほぼ同様である．標準偏差については，標本データであるとし，Excel の STEDEV.S 関数 (不偏標準偏差) を求めた．つまり不偏標準偏差 (s) は式 (2.11) の通りである．

$$s = \sqrt{\frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n - 1}} \quad (2.11)$$

以上の統計量について，シミュレーションでは標本数が少なくなればなるほど，各統計量の標準偏差が大きくなっていった．

2.4.2 正規性についての分析結果

正規性についての分析結果を図 6 に示した．その結果，標本数を問わず 3 件法，4 件法及び 5 件法について，いずれも Z 統計量の値が大きかった．つまり大半のデータについて正規分布であるとは認められなかった．ただし，一元配置分散分析及び Tukey HSD の下位検定の結果，それぞれの尺度について Z 統計量間に差がみられた ($p < 0.01$)．ここから 5 件法，4 件法，3 件法の順に正規性に近づくことが認められた．

次に， Z 統計量と各統計量の関係を明らかにするために積率相関係数を求め，特に Z 統計量と尖度との関係を散布図に示した．それぞれを表 9 及び図 7 に示した．特に尖度については，3 件法，5 件法と Z 統計量との間に，やや強い負の相関関係が認められた．標準偏差については，3 件法において Z 統計量との間に強い正の相関関係が認められた．ただし，全体として 20 標本については，弱い関連性しか認められなかった．以上から，特に 3 件法については，正規性の検定に関して尖度が特に関連性が強いことが示唆された．

図 7 から、標本数が少なくなるにつれて尺度間の違いが小さくなる傾向がみられた。

2.5 考察

標本数が少なければ正規分布に近似する可能性が高いという事実は、非常に重要である。特に医療福祉分野の利用者を対象にした質問紙調査の場合、調査対象者数は必ずしも多くないことが予測される。このことから、標本数が少ない場合に、パラメトリック手法を用いることが妥当である可能性が導き出される。また、標本数が多くなれば、5 件法と 3 件法の差が大きくなっていった。ここから、標本数が正規性に大きな影響を与えることが示唆される。

R によるシミュレーションでは、図 5 で示したように、20 標本程度では多くのデータに正規性が認められた。一方、Excel によるシミュレーションでは、正規性が認められなかった。これは、統計ソフトによる違いもあるが、Excel によるシミュレーションデータは外れ値を除外したことから、差がみられたと推測できる。しかしながら、標本数が多くなるにつれて、正規性を担保できなくなる点においては類似した結果であった。

データの正規性に大きな影響を与えていたのは、標準偏差と尖度であった。標準偏差が大きいことから、各カテゴリの度数のばらつきが大きいことが予測される。このために、標準偏差の大きさが特に 3 件法の正規性に大きな影響を与えたと考えられる。さらに、各カテゴリの度数にばらつきがあるということは、ある特定の度数が大きくなることでもある。特に 3 件法の間である「2」のカテゴリが大きくなることで、尖度が増すことが予測される。尖度と正規性の関係について 4 件法は正の相関関係であった。偶数尺度の場合、一様分布に近似していることを示唆している。

歪度と正規性とは、どの尺度、標本においても関連性が認められなかった。ここから、天井効果、床下効果を正規性の確認として用いることが必ずしも妥当ではない可能性が示唆された。歪度とは、データがカテゴリの最小値や最大値にどの程度、偏っているかの指標であり、正規性の指標である。3 件法、4 件法及び 5 件法の順序尺度において歪度と正規性に関連性がなかったということは、天井効果、床下効果から正規性を確認する方法に疑問を呈することができる。

2.6 結論

第 1 に、3 件法、4 件法及び 5 件法の各順序尺度の正規性は、統計ソフトによって、若干、結果が異なったが、標本数が少なくなればなるほど、認められる可能性が明らかになった。

第 2 に正規性と歪度に関連性が認められなかったことから，3 件法，4 件法及び 5 件法の順序尺度において天井効果，床下効果から正規性を確認する方法への妥当性が十分でないことが導き出された．

第3章 順序尺度(3件法, 4件法, 5件法)の2 変数間の分析方法についての検証

3.1 緒言

3件法, 4件法及び5件法の各順序尺度において, 各尺度が等間隔であり, 正規性が担保されているときに, 例えばその分析には t 検定が用いられる。 t 検定を用いた場合, その統計量は t 統計量と t 分布に基づく有意確率から有意差検定が行われ, その結果が表示されることが多い。一方, Mann-Whitney 検定の場合, 検定結果には算術平均値を記載する場合や^{40, 41)}, 有意確率のみを記載する等⁴²⁾, 多様である。Mann-Whitney 検定は算術平均値ではなく, 比較する2変数についての順位から統計量を計算する。よって, Mann-Whitney 検定の検定結果には算術平均値の比較をしているかのような記載をすることは妥当ではない。また, ノンパラメトリック手法で3群間以上の差の検定はKruskal-Wallis の検定が用いられることがある。この場合, 平均ランクを統計量として記載することがある⁴³⁾。記載自体は統計学的には妥当だが, 統計学の専門ではない読者には理解が難しい。

算術平均値による統計量の記載は, 一般的にはなじみやすいと筆者は考える。パラメトリック検定やノンパラメトリック検定の誤用に関する議論もあり⁴⁴⁾, 統計学的な厳密さは, 研究上, 重要ではある。しかしながら, どちらの検定が妥当であるかという研究は, 必ずしも利用者視点ではない。医療福祉分野を対象とした質問紙調査を行い, その結果を対象者やその関係者に報告する際, 統計学的に厳密な差よりも, わかりやすさが重視されることが多くあると考える。その際, 平均ランクといった専門用語ではなく, 「なじみのある」算術平均値で表現することが重要となると考える。もし, t 検定とMann-Whitney 検定で計算された有意確率が, 「有意差が認められた」「有意差が認められなかった」という結果においてのみ, 同じ解釈ができるのであれば, t 検定を用い, 算術平均値の差でもって変数間の関係を表現する方が妥当であると考ええる。

t 検定とMann-Whitney 検定の検定力の違いについて, 青木はシミュレーションによる分析を行った。その結果, サンプルサイズがほぼ等しい場合には, 等分散を仮定する t 検定, 仮定しない t 検定, Mann-Whitney 検定は, 標準偏差の比の違いに関係なく第1種の過誤

(Type 1 error) はほぼ 0.05 を維持していた⁴⁵⁾。さらに、3 群間の比較についても検討を行い、あらゆる条件の下で等分散性を仮定しない一元配置分散分析の第 1 種の過誤はほぼ 0.05 を維持していた⁴⁶⁾。この分析には、データの外れ値、カテゴリ数が限定される順序尺度は想定されていない。

Winter と Dodou は、 t 検定と Mann-Whitney 検定に差が生じるかどうかについて、5 件法のシミュレーションから尖度と歪度についていくつかのパターンを作成し、それらを組み合わせた上で検証した。その結果、両検定に差がなかったこと、標本数が大きくなればなるほど、第 2 種の過誤 (Type 2 error) が減少していったことなどを報告した⁴⁷⁾。また、Winter は標本数が 5 以下の場合でもシミュレーションでは、 t 検定が有効であったとした⁴⁸⁾。

以上の 2 つの報告は、 t 検定の頑健性を支持するものである。本研究にとって非常に示唆に富むものではあるが、前者は 5 件法、後者は 1 サンプルの t 検定であり、選択肢のカテゴリ数を限定していない。

Nanna と Sawilowsky のように実際のデータを用いて両検定を比較する研究もあるが、7 件法に限定されている⁴⁹⁾。以上の研究では、両検定の結果の同質性や、標本数についての言及はあるが、変数間の統計量についての比較は十分にはなされていない。

これらの検定を行う際、2 変数の等分散についての言及がしばしばなされる。 t 検定は等分散性という仮定があるが、Welch の方法を用いることでこの仮定から逃れることができるとされる⁵⁰⁾。 t 検定でなく Welch の検定を使うべきであるという指摘はしばしばなされ、比較する変数の分散が異なるとき、頑健性は成立しない、という指摘もある⁵¹⁻⁵³⁾。

以上の議論は、量的変数が従属変数である場合や、順序尺度であっても 5 件法以上を想定している。では、3 件法や 4 件法についてはどうなのか。これらは十分には議論されてこなかった。

3.2 目的

前章で作成したデータから標本抽出を行い、3 件法、4 件法及び 5 件法の各順序尺度における t 検定と Mann-Whitney 検定との違いについて検証することである。

3.3 方法

3.3.1 データの作成方法

前章で作成した Excel によるデータを母集団として用いる。

3.3.2 分析方法

シミュレーションで得られたデータから，Randombetween 関数によって得られた乱数を与え，乱数の昇順に並べ，上位 300 件を抽出した．そのデータから 2 個ずつを抽出し，全ての組み合わせについて t 検定及び Mann-Whitney 検定を行った．両検定から得られた有意確率と，2 つの変数の算術平均値，標準偏差，中央値，尖度，歪度との比較を行った．同様のことを，100 標本，50 標本，20 標本について行った．統計量は，Excel で算出した．

3.3.3 分析対象

各標本についてそれぞれ 2 個ずつ抽出した全ての組み合わせを分析対象とした．つまり， ${}_{300}C_2 = 44,850$ 組が分析対象となった．取り出したデータについての基礎統計量を表 10 に示した．外れ値と推定されるデータは確認されなかった．

3.3.4 統計量のアルゴリズム

t 検定における t 検定量

t 検定は，間隔尺度以上の尺度において，2 変数間の算術平均値間に統計学的な有意差があるかどうかを検定する．本章では，SPSS に従って t 統計量を求めた⁵⁴⁾．式 (3.1) の通りである．

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{s_1^2 + s_2^2}{n}}} \quad (3.1)$$

\bar{x}_1, \bar{x}_2 : 各条件の算術平均値

その後，Excel の T.DIST.2T 関数によって両側検定による有意確率を求めた．

Mann-Whitney 検定における U 統計量

Mann-Whitney 検定は，順序尺度以上の尺度において，2 変数間に統計学的な有意差があるかどうかを検定する．U 統計量は，式 (3.2)(3.3) の通りである⁵⁵⁾．これらは SPSS の計算

式と同じである．

$$U_1 = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (3.2)$$

$$U_2 = n_1 n_2 + \frac{n_2(n_2 + 1)}{2} - R_2 \quad (3.3)$$

n_1, n_2 :各群のデータ数

R_1, R_2 :各群のデータの順位和

U は U_1 と U_2 の小さい方の値である．データ数が大きい場合， U が正規分布に従うことから，標準化された z から有意確率を計算する．式 (3.4) (3.5) (3.6) の通りである．

$$z = \frac{|U - E(U)|}{\sqrt{V(U)}} \quad (3.4)$$

$$E(U) = \frac{n_1 n_2}{2} \quad (3.5)$$

$$V(U) = \frac{n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1)}{12} \quad (3.6)$$

$E(U)$:算術平均値

$V(U)$:分散

ただし，本章のデータには同順位が存在するため， $V(U)$ は式 (3.7) から計算した．

$n = n_1 + n_2$ のとき

$$V(U) = \frac{n_1 n_2}{12(n^2 - n)} \left[n^3 - n - \sum_{i=1}^m (t_i^3 - t_i) \right] \quad (3.7)$$

m :同順位の種類の数

t :同順位の個数

例えば 2 位と 8 位において，それぞれ同順位が 5 個と 7 個存在したとする．この場合， $m = 2$ ， $t_1 = 5$ ， $t_2 = 7$ となる．

F 検定

F 検定は 2 変数の分散比である F 値による等分散性についての検定である．F 値は式 (3.8) の通りである．

$s_1 > s_2$ のとき

$$F = \frac{s_1^2}{s_2^2} \quad (3.8)$$

s_1, s_2 : 各変数の標準偏差

である．F 検定の帰無仮説は「両変数の分散に差がない」である．F 値が有意水準以下の場合、「両変数の分散に差がない」が棄却できないため、両変数は等分散であるとされる． $F = 1$ のときが、完全な等分散である．

3.4 結果

3.4.1 t 検定と Mann-Whitney 検定の有意確率との関連性

${}_{300}C_2 = 44,850$ 組について t 検定と Mann-Whitney 検定を行い、有意確率の関係を散布図として図 8 に示した．図 8 から、3 件法、4 件法及び 5 件法の全ての尺度、標本数において、強い正の相関関係が認められた．

さらに、有意水準を 5%、または 1% にした際に、2 変数間に統計学的な有意差が認められた組み合わせの数を表 11 に示した．その結果、t 検定で統計学的な有意差が認められた組み合わせについては、Mann-Whitney 検定でも有意差が多くに認められた．おおよそ、全組み合わせのうち、5% 水準では 2.7 ~ 7.5% が、1% 水準では 0.9 ~ 2.0% が両検定に統計学的な有意差が認められた．

以上から、44,850 組の有意差検定において、t 検定と Mann-Whitney 検定による結果の違いは多くで認められなかった．

3.4.2 t 検定と Mann-Whitney 検定の有意確率の差と各統計量の差との関連性

次に、t 検定と Mann-Whitney 検定での有意確率の差を詳細に分析する．まず全ての組み合わせについて、両検定の有意確率の差と、同じく全ての組み合わせについての算術平均値、標準偏差、中央値、尖度、歪度の差を求め、比較を行う．

算術平均値の差と有意確率の差を図 9 に示した．その結果、標本数を問わず、変数間の算術平均値の差が小さくなればなるほど、両検定の有意確率の差が大きくなる傾向が認められた．

標準偏差の差と有意確率の差を図 10 に示した．その結果、標本数を問わず、変数間の標準偏差の差が小さくなればなるほど、両検定の有意確率の差が小さくなる傾向が認められた．特にこの傾向は 3 件法で顕著であった．

中央値の差と有意確率の差を図 11 に示した．その結果，標本数を問わず，どの尺度とも特に傾向は認められなかった．3 件法は，元のデータにおいて，変数間の中央値に差がなかったため，図は中心に偏っていた．

尖度の差と有意確率の差を図 12 に示した．その結果，変数間の尖度の差が小さくなればなるほど，両検定の有意確率の差が小さくなる傾向が認められた．特にこの傾向は 3 件法で顕著であった．傾向として，標準偏差との差の関性に類似していた．ただし，20 標本については，ほぼ直線的であり，関係性は認められなかった．

歪度の差と有意確率の差を図 13 に示した．その結果，変数間の歪度の差が小さくなればなるほど，両検定の有意確率の差が大きくなる傾向が認められた．この傾向は，算術平均値との差の関性に類似していた．ただし，20 標本については，他の標本数のものと比べて直線的であり，関係性は弱くなった．

以上の結果を表 12 にまとめた．表 12 から，大きな傾向としてどの尺度とも同様の傾向が認められたが，標準偏差の差と尖度の差において 3 件法に特徴的な傾向が認められた．

3.4.3 2 変数間の等分散性についての検証

以上で分析した 2 つの変数間に等分散性があるかどうかを確認した．まず検定で用いた全ての組み合わせについて，F 値を求めた．さらに標本数，尺度ごとの算術平均値を求め，表 13 に示した．標本間，尺度間の算術平均値に差があるかどうかを確認するため，それぞれについて一元配置分散分析，及び Tukey HSD による下位検定を行った．その結果，全てについて統計学的に有意な差が認められた．下位検定についても全ての項目間について統計学的に有意な差が認められた．

さらに，両変数ともに $df = 99$ では $F(0.05) \div 1.40$ ， $df = 49$ では $F(0.05) \div 1.60$ ， $df = 19$ では， $F(0.05) \div 2.12$ から，等分散性についての有意差検定を行った．以下にまとめた．

1. 標本数が多くなるにつれ，2 つの変数は等分散に近づいていった．

$$F_{(2,403647)} = 19777.36, p < 0.01$$

2. 選択肢のカテゴリが増えるにつれ，2 つの変数は等分散ではなくなっていった．

$$100 \text{ 標本 } F_{(2,134547)} = 914.74, p < 0.01$$

$$50 \text{ 標本 } F_{(2,134547)} = 1055.84, p < 0.01$$

$$20 \text{ 標本 } F_{(2,134547)} = 902.63, p < 0.01$$

3. F 検定において、5% の有意水準では、ほぼ全ての組み合わせが等分散であると認められた。

3.5 考察

3.5.1 順序尺度における t 検定の妥当性

t 検定と Mann-Whitney 検定による結果の違いは、一部を除き多くで認められなかった。ただし例えば、4.99% は 5% 水準では有意差ありであり、5.01% は有意差なしとされるが、実際のデータでは後者の場合が多く発生していた。このように有意差検定を小数第 2 位程度で切り捨てた場合、両検定はほぼ同じであったと考えても良い。

5% の有意水準でおおよそ 5% が、同じく 1% の有意水準で 1% のデータに有意差が認められたのは、本データが一様乱数から作成されたためであると推察する。一様乱数では、原理上、各データのカテゴリの度数は均等に発生するが、5% もしくは 1% の確率で各度数が非均等に発生すると考えられる。

以上のデータの制約を考慮しても、3 件法、4 件法及び 5 件法において t 検定と Mann-Whitney 検定の有意確率はほぼ同じであったと解釈できよう。標準偏差の差は両者の検定に大きな影響を与えていた。t 検定に頑健性があるとしても、変数間が等分散性でない場合、その頑健性は担保できないとされる。シミュレーションでは、2 変数間の標準偏差の差が大きくなればなるほど、有意確率に差が生じていた。より統計学的に厳密な手法を考えるのであれば、標準偏差の違い、つまり等分散性に注意を払う必要がある。しかしながら、F 検定において等分散性がほぼ担保され、また結果的に両検定の結果が、若干の違いはあっても、「差がある」「差がない」という結果において同じであった。ここから頑健性における等分散性の要件を保留にすること、つまり等分散性を考慮せずに検定できる可能性があるといえる。特に 100 標本程度になれば、等分散性については担保できていた点からも、3 件法、4 件法及び 5 件法順序尺度に対する t 検定の有効性を示唆できる。

一方、それ以下の標本数の場合、必ずしも等分散であるとはいえない可能性もある。その場合、Welch の検定が推奨されることを否定しないが、「差がある」「差がない」という結果において、t 検定とどの程度異なるのかは疑問である。

3.5.2 一元配置分散分析及 Kruskal-Wallis 検定の下位検定 (多重比較) への示唆

本章の結論は、次章以降で検証する一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定にも重要な示唆を与える。それは下位検定 (多重比較) に対してである。下位検定の一つに Bonferroni の修正がある⁵⁶⁾。Bonferroni の修正は、有意水準を、検定を繰り返した回数で除することで得られる。例えば、1 要因で独立変数のカテゴリが 3 つの場合、下位検定の有意水準は、 $p = 0.05/3 = 0.017$ 、または $p = 0.01/3 = 0.003$ となり、1.7% または 0.3% となる。よって、下位検定をする際、一元配置分散分析の場合は t 検定を、Kruskal-Wallis 検定の場合は Mann-Whitney 検定をこれらの有意水準で行えば良い。

t 検定と Mann-Whitney 検定が結果においてほぼ同じであることから、下位検定として用いる t 検定と Mann-Whitney 検定も結果において同じである可能性がある。ただし、Kruskal-Wallis 検定の下位検定として、 t 検定を用いることについては慎重な議論が必要となる。また、Bonferroni の修正は、独立変数のカテゴリ数が多くなれば有意水準が低くなるために、カテゴリ数が多い場合、慎重な適用が必要となる。

一元配置分散分析の下位検定として Tukey HSD が用いられることが多い。Tukey HSD は 2 変数の算術平均値から構成される統計量であることから、 t 検定の統計量との間に大きな差が生じるとは考えにくい。

3.6 結論

3 件法、4 件法及び 5 件法の各順序尺度について、 t 検定と Mann-Whitney 検定の有意確率はほぼ同じであることが認められたことにより、 t 検定の頑健性が認められた。さらに、特にある程度多くの標本数がある場合、頑健性の前提である等分散性を保留にし、より簡単な手法であるパラメトリック手法を用いることが妥当であることが明らかになった。また t 検定、Mann-Whitney 検定の結果がほぼ同じであることから、Bonferroni の修正を用いることで、一元配置分散分析及 Kruskal-Wallis 検定の下位検定の結果もほぼ同じであることが推察される。

第4章 3件法順序尺度のパラメトリック手法 による分析の検証

4.1 緒言

前章の議論は、一様分布によるシミュレーションであったため、分析数(標本数)が大きくなれば、実際に調査して得られたデータとの間で差が生じる可能性がある。そこで本章では、筆者及び共同研究者がこれまでに調査した調査データを再分析する。その分析から、特に3件法、5件法の順序尺度が有意確率において同様の結果が生じるかどうかを確認する。

ソーシャルワーク所属学生を対象にした国際比較調査(以下、国際比較調査)について - 社会背景及び調査の背景

「社会福祉士及び介護福祉士法」(昭和62年5月26日法律第30号)は、より実践力のある社会福祉士の養成を行うために平成24年度に改正施行された(平成19年12月5日法律第125号)。このように転換を迎えた日本のソーシャルワーカー教育が、戦後、GHQ(General Headquarter)やCIE(Civil Information & Education Section)の指導や勧告によって進められた「社会事業学校教育基準」(1947年)に基礎を置くことは周知の事実である。それ以降、社会福祉に関する教育は、日本の社会的、文化的状況に影響を受けながら現在に至っている。

では、現在の日本のソーシャルワーカー教育は、社会的、文化的状況に対して真に適合的であろうか。また、それを受けようとする学生の状況にふさわしい環境をつくり、また将来の職業選択において明確なビジョンを提示しているのであろうか。もし日本社会の中で、ソーシャルワーカーに対する明確な位置づけと役割が付与されているならば、ソーシャルワーカー教育において、卒業後の進路である出口は明確になるであろう。しかしながら職能団体主導で、近年、啓発的な意味を持つソーシャルワーカーデーが制定されたことは、出口が明確でないことを示していないか。さらに出口が明確でないのであれば、入口である入学段階での大学選択、コース選択もまた曖昧になる可能性がある。

このような現状を打破する手がかりとして、筆者及び共同研究者は、ソーシャルワーカーの養成に関する国際比較研究を行った。ソーシャルワーカー教育に関する国際比較は、過去しばしば言及されてきた。例えば、日本社会事業大学社会事業研究所はアジア地域を中心に

英国を含めてソーシャルワーカー教育を比較した⁵⁷⁾。その他、平山らのように海外のソーシャルワーカー教育を論じるものもあるが、紹介の域をこえてはいない^{58, 59)}。横山はソーシャルワーカー教育を研究する上で国際比較をする意義を主張しているが⁶⁰⁾、実際、本格的な比較研究はあまりない。

これらはカリキュラムの国際比較研究を行う上で生じる困難さによるところが大きい。例えば真鍋が指摘するように、国際比較調査では文化の差異に伴うコーディングや解釈が非常に困難であり^{61, 62)}、方法論上、さまざまな問題を解決する必要がある。代表的な国際比較調査である世界価値観調査 (World Value Survey) は欧州価値観調査 (European Values Study) 以降、1981 年、1990 年、1995 年、2000 年、2005 年、2010 年と実施された。当該調査の報告をみると、調査時期や年齢等の属性の不一致はさほど考慮されてはいない⁶³⁾。これは社会調査を取り巻く環境が国によって大きく異なること、性別、年齢を考慮した層化抽出が困難であることによると考える。

ソーシャルワーカー教育に限定すると、日本でのソーシャルワーカー養成のための専門職教育が、海外ではどの課程と同等であるかを考慮する必要がある。例えば、社会福祉士は学部段階での 180 時間の実習が法律上必要だが、大学院では規定されていない。そもそも社会福祉士養成の多くは大学院ではなく学部教育の中で完結している。一方、米国、英国では大学院での実習が義務づけられている。このことから学部教育のみを比較することは妥当でない。

4.2 目的

国際比較調査の調査データから、3 件法順序尺度と 5 件法順序尺度について、それぞれ一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定を行う。その結果、有意確率に差が生じるかを検証することである。

4.3 方法

4.3.1 調査対象者及び配布・回収方法

調査協力が得られた、米国の A 大学、英国の B 大学及び日本の中四国地方にある X 県の C 大学、関西圏にある Y 県の D 大学、九州・沖縄地方にある Z 県の E 大学、F 大学、G 大学においてソーシャルワーカーを養成する大学の学生を調査対象とした。海外の大学は中規

模大学から抽出した。日本の大学は、中規模大学で同規模大学であることを条件に、都市と地方が混在するように抽出した。

A 大学及び B 大学の学生は、カリキュラム及び調査協力が得られた学部の都合で主に大学院生が対象となった。A 大学及び B 大学の学部学生も調査対象としたが、今回の調査では十分な協力が得られなかった。日本の各大学は、学部学生が対象であった。

調査期間は、2010 年 6 月上旬から 7 月末であった。

調査票は、米国では 132 部を配布し、132 部を回収した (100.0%)。英国では 61 部を配布し、61 部を回収した (100.0%)。日本では計 1,269 部を配布し、1,123 部を回収した (88.5%)。全体では合計 1,462 部を配布し、1,316 部 (90.0%) を回収した。無回答についてはペアワイズによる欠損値の除去を行い、全てを有効回答票としたため、分析によって分析対象数が異なった。

4.3.2 調査項目

調査票は、基本属性として、回答者の年齢、学年、出身地、就労経験、将来の希望進路を中心に尋ねた。次に、大学を選択した理由として 13 項目を、ソーシャルワークコースを選択した理由として 19 項目等を、それぞれ「1. 全くその通りである (Strongly agree)」から「5. 全くその通りではない (Strongly disagree)」までの 5 件法で尋ねた。それ以外には、政治的信念、宗教的価値観等を尋ねた。基本属性、大学及びソーシャルワークコースを選択した理由は、筆者と共同研究者、各大学の研究協力者らとが議論を行い作成した。それ以外の質問項目は、世界価値観調査の中のいくつかの調査項目を用いた。米国、英国での調査票は全て英語によって実施した。調査票は、両国の調査協力者との数度にわたるやりとり (バックトランスレーション: Back Translation) によって、英語版と日本語版の差異を最小限にするように調整した。

4.3.3 分析方法

独立変数として米国、英国及び日本の 3 国、従属変数として大学を選択した理由、ソーシャルワークコースを選択した理由を用いた。一元配置分散分析及び Kruskal-Wallis による検定を行った。分析には SPSS を用いた。各国の違いを明らかにするために、一元配置分散分析についてのみ Tukey HSD による下位検定を行った。

以上について、5 件法、3 件法に分けて分析を行った。本データは 5 件法であるが、5 件法

の「1. 全くその通りである」「2. どちらかといえばそうである (Agree)」は、3 件法の「1. その通りである」に変換した。5 件法の「3. どちらでもない (Neither)」は、3 件法の「2. どちらでもない」に変換した。5 件法の「4. どちらかといえばその通りではない (Disagree)」は、3 件法の「3. その通りではない」に変換した。これらの変換の妥当性は、詳細に検討されるべきであるが、その仮定的妥当性の検証として、第 1 章で用いたデータについて検証を行った。

5 件法と 3 件法の変換について上述した変換と同様の方法で行った。その結果を表 14 及び表 15 に示した。表 14 及び表 15 から、おおむね、5 件法の「1」「2」を回答した人は、3 件法では「1」と回答していた。5 件法の「3」と回答した人は、3 件法では「2」と回答していた。5 件法の「4」「5」を回答していた人は、3 件法では「3」と回答していた。

3 件法、4 件法及び 5 件法の回答についてそれぞれの尺度間に関連性があるかどうかを散布図に示し、さらに 3 次相関係数を求めた。3 次相関係数は新保らによって提言された⁶⁴⁾。式 (4.1) の通りである。

r_{123} :3 次相関係数

$$r_{123} = \frac{1}{3}(r_{34} + r_{45} + r_{35}) \quad (4.1)$$

r_{34} :3 件法回答と 4 件法回答の積率相関係数

r_{45} :4 件法回答と 5 件法回答の積率相関係数

r_{35} :3 件法回答と 5 件法回答の積率相関係数

その結果を図 14 及び図 15 に示した、全体として強い正の相関関係が認められた。以上から、本章で行った 5 件法と 3 件法の変換は妥当であるという可能性が示唆された。

以上の分析を行った後、分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との関連性をみるために、在籍大学への志望動機、ソーシャルワークコースへの志望動機の有意確率を求めた。さらにそれぞれの有意確率間の積率相関係数を求めた。

4.3.4 倫理的配慮

調査に際し、本調査の協力が自由意志に基づく任意の調査であり、学術的な目的のみの使用であること、データは全て統計的に処理されること、回答者が特定されないことを示す調査依頼文の添付及び口頭による説明を行った。本調査は川崎医療福祉大学倫理委員会 (承認番号 211) からの承認を得た。

4.4 結果

4.4.1 回答者の属性

回答者の属性を表 16 に示した。回答者の性別は女性が多く、年齢 ± 標準偏差が、 21.2 ± 5.2 歳であった。ただし、米国、英国がそれぞれ 28.6 ± 7.6 歳、 30.9 ± 9.4 歳であるのに対して、日本は 19.9 ± 2.7 歳であった。これは、第 1 に米国と英国の調査対象者が大学院生であったこと、第 2 に米国と英国では日本とは異なり、高等学校から時間を経ずに直接大学に進学することが必ずしも一般的でないことによると考えられる。詳細な分析をする上では年齢をコントロール変数として調整、もしくは同じ年齢層のみに限定して分析する必要があるが、同年齢層に限定した場合、分析対象がきわめて限定された。本章では年齢の違いを分析から除外した。

4.4.2 在籍大学とソーシャルワークコースへの志望動機 (国別比較)

5 件法の結果を表 17、表 18 及び表 19 に示した。一元配置分散分析及び Kruskal-Wallis 検定の有意確率はほぼ同値であり、有意差検定でも同様の結果が得られた。

下位検定で有意差があった項目 ($p < 0.05$) は以下の通りである。在籍大学への志望動機として、「望んでいた学びができと思った」について、米国、英国と日本の学生との間に差が認められたことから、日本の学生の志望動機が相対的に低かった。「この大学の良い評判があった」について、日本の学生は特に米国の学生に比べて評判をあまり意識していなかった。「授業料が手頃な額であった」について、特に日本の学生は、大学選択において授業料を意識していなかった。「家から通学できる距離である」について、日本の学生は米国、英国の学生よりも自宅 (実家) からの距離を大学選択において考慮していなかった。以上は、米国と英国とでは差が認められなかった。

ソーシャルワークコースへの志望動機として、「自分の能力に適していた」、「自分の性格に合っていた」、「社会に貢献できる仕事がしたかった」、「ソーシャルワーカーになりたかった」、「ソーシャルワーカーの仕事は、高い満足感が得られる」、「ソーシャルワーカーと話した経験があり、感銘を受けた」の全ての項目に関して、日本の学生は米国、英国の学生よりも「そうではない」と考えていた。

以上から相対的ではあるが、日本の学生はソーシャルワーカーになること自体への動機が低いということ、また社会への貢献度や期待される仕事への満足度、実際のソーシャルワーカーとの出会いから生じた経験という点から、社会の中でのソーシャルワーカーの位置づけ

が明確でない可能性が示唆される。

3件法の結果を表20、表21及び表22に示した。一元配置分散分析及びKruskal-Wallis検定の有意確率について、5件法と同様の結果であった。

4.4.3 分散分析の有意確率とKruskal-Wallis検定の有意確率との関連性

分散分析の有意確率とKruskal-Wallis検定の有意確率との積率相関係数を表23に示した。全てについて非常に強い正の相関関係が認められた。さらに、在籍大学への志望動機に関する一元配置分散分析と、ソーシャルワークコースへの志望動機のKruskal-Wallis検定について、5件法と3件法との間に強い正の相関関係が認められた。

在籍大学への志望動機に関するKruskal-Wallis検定と、ソーシャルワークコースへの志望動機の一元配置分散分析については、相関関係は認められなかった。そこで、在籍大学への志望動機については、「私自身の判断でこの大学を選んだ」を、ソーシャルワークコースへの志望動機については、「オープンキャンパスに参加し、印象づけられた」を除去した上で、積率相関係数を求めた。その結果、在籍大学への志望動機に関するKruskal-Wallis検定と、ソーシャルワークコースへの志望動機の一元配置分散分析について、3件法の有意確率と5件法の有意確率との間に強い正の相関関係が認められた。

4.5 考察

4.5.1 大学やソーシャルワークコースを選択した理由

大学やソーシャルワークコースを選択した理由から、日本の学生は米国や英国の学生に比べて、その必然性、積極性が相対的に低い傾向にあった。これは、教育事情の違いを反映している。というのも、米国や英国では日本に比べて、学部教育が基礎的なものであり、ソーシャルワーカーになるためには大学院に進学する必要が制度的、社会的に必要なからである。一方、日本では多くは学部教育の修了、つまり学士号がソーシャルワーカーとして社会福祉士を取得するための条件であり、大学院への進学は必要不可欠なものではない。つまり、現在、所属する教育機関を修了することが、ソーシャルワーカーになるための条件であるという意味で、米国、英国と日本の学生が置かれている状況は同等であると考えられよう。

ソーシャルワークコースを選択した理由の中で、仕事に対する満足感をみたとき、日本の学生が米国、英国の学生よりも期待をしていないと解釈できる。米国や英国ではソーシャル

ワーカーであることで満足感を得られること、また社会への貢献が期待され、それらに対して自身の性格や能力が適合的であると学生は感じている。さらには、実際のソーシャルワーカーと話した経験があるかどうかは、ソーシャルワーカーが将来の役割モデルになる可能性を持っている。以上のことは、日本社会においては十分ではないと考える。つまり、卒業後の自身の進路に対する明確なビジョンの提示が、日本の社会の中では不明瞭である可能性が高い。将来のビジョンが明確になることで、ソーシャルワーカーになるために必要な適性がある程度明示される可能性が高くなり、大学選択やコース選択における重要な要素となると考える。

4.5.2 3件法順序尺度と5件法順序尺度の分析結果の差の検討

全体の傾向として、3件法順序尺度と5件法順序尺度との分析結果の違いは認められなかった。ただし、それは一部の項目を除去した場合であった。

「私自身の判断でこの大学を選んだ」について、各国の最大値をみると、米国及び英国は「4」であったが、日本では「5」であった。このことが、3件法に変換した際に各国の差を明確にしたと推測される。「オープンキャンパスに参加し、印象づけられた」について、両検定間の有意確率の差はわずかであった。

除去前の積率相関係数の算出において、例数は在籍大学への志望動機については11件、ソーシャルワークコースへの志望動機については19件であった。この場合、データの中で外れ値の存在は結果に大きな影響を与える。以上から、本章では一部の項目を外れ値と認め、傾向として3件法順序尺度と5件法順序尺度の分析結果に差は生じにくいと考える。

4.5.3 3件法順序尺度における一元配置分散分析の妥当性

以上の分析において、文化的多様性から生じる尺度解釈の多義性は考慮されてはいない。例えば「やや賛成である」といった「やや」という基準は文化に左右されるという点である。本調査では「1. 全くその通りである」、「2. どちらかといえばそうである」と、「1. Strongly agree」、「2. Agree」を設定したが、1と2の等間隔性や翻訳という視点から、日本人の「1」「2」と英語圏の「1」「2」が同じであるかは断言できない。第1章や本章の冒頭でも論じたように国際比較調査では選択肢の設定は難しい。それは選択肢のカテゴリが増すごとに複雑になっていくことが予想される。逆に考えれば、選択肢のカテゴリ数は少ない方が、この複雑性を回避できると考えられよう。

本分析の結果，3 件法と 5 件法の結果に違いは認められなかった点からも，カテゴリ数は少ない方がよい．以上から 3 件法尺度を用いることで，多カテゴリによって生じるであろう文化的多様性を最小限に抑えることができると考える．

これは日本国内における地域差や世代差という観点にも議論を発展させることができる．詳細な議論はできないが，日本国内の調査では，言語の同一性が米国，英国より高いこともあり，国際比較調査に発生するような翻訳の問題は発生しないという前提がある．例えば，「やや」「あまり」といった表現が日本国内において，調査対象者を 2 群等に分けて比較分析するとき，2 群の全てが同程度に認識しているかどうかは疑問であるが，同じ認識であるという前提がある．その中で，例えば「賛成である」「どちらでもない」「反対である」といった 3 件法を用いることで，この 5 件法の「2」や「4」に該当するような「やや賛成である / やや反対である」といった理解についての地域差，世代差は減少すると考える．

本章のデータは学生を対象にしたものであり，カテゴリ数が若干多くても，回答することは可能であると考えられる．一方，福祉施設の利用者を対象にした質問紙調査において，カテゴリが多い質問紙調査は複雑になり，また欠損値が増えることは簡単に予想される．

調査者が聞き取りながら対象者の回答を記入する他記式である場合を考える．その場合でも，高齢者や障害を持っているという意味で脆弱な利用者にとって，カテゴリ数が少ない選択肢の方が回収率が上がるといえる．

4.6 結論

3 件法順序尺度と 5 件法順序尺度について，分析結果に大きな差は認められなかった．さらに一元配置分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との間に強い関連性が認められた．以上から，3 件法尺度やパラメトリック分析の妥当性が明らかになった．また日本国内の調査においても，地域差や世代差という 5 件法の「2」や「4」を設定することで生じる，それらへの共通理解の妥当性を保留にすることが可能であることが示唆された．

第5章 5件法順序尺度のパラメトリック手法 による分析の検証

5.1 緒言

前章の議論は、学生による回答の分析であった。本章では前章と同じ問題関心を持ちつつ、回答者が医療福祉の対象者である場合を想定する。その中で、本調査のような社会福祉施設調査において、当該施設長等に結果を説明する際、複雑な統計学的結果ではなく、「わかりやすい」統計量で説明が可能であるかどうかを検証する。

高齢者福祉施設待機者を対象にした調査（以下、高齢者福祉施設待機者調査）について - 社会背景及び調査の背景

特別養護老人ホーム（以下、特養）に入所申込をしながら、入所がすぐにできないという特養待機者（以下、待機者）が多いという問題は、高齢者福祉の中でしばしば言及される。待機者の実数に関して、厚生労働省は2009年12月に、待機者が42万1,000人に上ると発表した⁶⁵⁾。2013年度で52万2,000人である。調査時点の2009年、待機者の増加を例えば朝日新聞や日本経済新聞といったマスコミが記事として取り上げたことから^{66, 67)}、大きな課題の一つであるといえよう。

待機者を減らす方策として、要介護者を減らすことが重要である。介護予防サービスには、ADLの向上や要介護認定率の減少等、一定の効果が認められている^{68, 69)}。しかし、それらが待機者の絶対数を減少させるとはいえない。特養入所希望者について、例えば岩手県の調査によると、岩手県の場合、介護支援専門員の判断では入所切迫性が高い待機者は4割程度であり、残りは継続が可能である⁷⁰⁾。入所切迫性が高い状況での本人の要介護度は4以上の人が6割であり、介護度が重度な人でなくても切迫性が高いケースが少なからず存在するとした。この他にも入所の必要性が低い人が申込をしているという指摘がある⁷¹⁾。以上からADLの向上や要介護認定率の減少のみが、待機者の絶対数を減少させることにはつながりにくい。そうであるならば、政策的な課題として待機者の減少に傾倒するのではなく、待機者の過多を前提とし、待機者に対する福祉サービスの展開のあり方も、一つの方策として模索すべきではないか。

多数の待機者に対して効率的なサービスを行う場合、待機者の選択がある程度必要であろう。その選択の基準は、優先入所の基準とも関係する。というのも、優先入所とは、施設入所への必要性が最も高い待機者の選別を意味するからである。

優先入所は厚生省令「指定介護老人福祉施設の人員、設備及び運営に関する基準」(平成11年3月31日第39号)により義務化され、入所の必要性が高い人ほど優先的に入所できるシステムである。そのためには基準が必要となるが、東京都社会福祉協議会では、基本的要素として「介護度」と「認知症などに伴う問題行動の有無」、「介護提供の環境や困難度」、「介護者の有無とその状況」、「介護を手伝う者の有無」、「住宅の状況」等を挙げている⁷²⁾。では、以上のような基準から作成される施設が持つ必要性の基準と、待機者やその家族が持つ必要性の基準は同じだろうか。例えば待機者やその家族が入所を必要であると感じた時期と、施設が判断したその時期は同じだろうか。もしそれらの中で齟齬が生じている場合、待機者やその家族の持つ施設への不満感が高くなると考えられる。

本章では、待機者問題を考える際、何らかの福祉・医療サービスを受けていることで待機者らの不満感、不安感が解消されるという前提に立つべきではないと考える。この視点に立つとき、施設は待機者の状況についての定期的、かつ詳細な現状確認をする必要が生じる。待機者の状況把握に関して、岸田と谷垣は施設整備や入所の優先順位の決定は、待機者及びその家族を対象としたニーズ調査に基づいて計画的に行う必要があると指摘した⁷³⁾。実際、自治体は厚生省令の改正以降、待機者のニーズ把握を量的に行う必要がある⁷⁴⁾。しかしながら、筆者が質問紙調査を行うにあたり聞き取りを行った生活相談員によると、入所申込時の面談は行うものの、それ以降は数カ月一度の葉書による簡単な調査しかできていないという。介護保険制度施行後、業務の多様さから十分なソーシャルワークが行えないという指摘がある^{75,76)}。しかしながら、施設が最初に把握した待機者の状況が、十分に更新されていないということは、待機者への適切なケアが行えないということである。

ここでソーシャルワークの中の一つであるアウトリーチ (outreach) に注目する。アウトリーチは、一般的に、接近困難な人に対して、要請がない場合でもワーカーの方から積極的に向かい合い援助⁷⁷⁾を意味する。その他、さまざまな議論があるが⁷⁸⁾、アウトリーチは、広義にはニーズの掘り起こし、情報提供、サービス提供を行うこととして理解されている。また、アウトリーチは近年、精神障害者支援の文脈で語られることが多い。その中で、生活の場へのアウトリーチと他職種の協力が重要であるという指摘がある⁷⁹⁾。精神障害者の支援をそのまま高齢者の支援と同等に考えるのは必ずしも妥当ではないが、その視点は領域を問わないと考える。

以上を踏まえ、本章では、アウトリーチをより広義に捉え、福祉・医療サービスを受けているにもかかわらず不満足度や不安感が高く、またサポートニーズが高い利用者へのサポートを行うこととする。では、このアウトリーチは待機者研究の中で十分に議論されてきたのだろうか。例えば高木らのように ACT(Assertive Community Treatment) という地域の中でニーズを発掘し、ソーシャルワークの活動を行うという文脈でその必要性を挙げる研究はある⁸⁰⁾。しかしながら、特に待機者へのアウトリーチの重要性を指摘する研究はほとんどない。これまでの待機者やその介護者に関する研究をみると、例えば横関らのように介護者の健康状態を明らかにした研究⁸¹⁾、坪井と村上や小澤、遠藤らのように介護負担感を明らかにした研究がある⁸²⁻⁸⁴⁾。新鞍らのように介護の充実観を明らかにした研究もある⁸⁵⁾。これらの研究は非常に重要ではあるが、待機者の絶対数が減少しないのであれば、先述した理由で、別の視点も必要であると考え。つまり不満足感や不安度が高い待機者に対してサービス提供を含んだ何らかのソーシャルワークを展開するというアウトリーチである。では、待機者や介護者がどのようなようになったときに、これらの人たちの不安や施設への不満は高まるのだろうか。

田中らは要介護者の ADL 自立度が高い場合、介護者の介護負担は有意に低いとした⁸⁶⁾。その他、米花らがまとめているように ADL と介護負担感には関係があるという報告が多い⁸⁷⁾。筆者は、重要なのは待機者の現在の状況もしくは変化であると考え。というのも、例えば ADL の急激な低下がある場合、それへの介護者の戸惑いが高いと考えるからである。もしこれが妥当であるならば、アウトリーチの対象として ADL が急激に低下している待機者を考え、介護者の戸惑い等の解消を図るようなサービス提供をするべきであろう。

近年「認知症の閉じこもり防止」という文脈で、厚生労働省は介護予防マニュアルを作成した⁸⁸⁾。また、長崎県を始めとした各自治体は、その予防並びにそれに伴う介護者の介護負担軽減をするためにマニュアルを作成し、その軽減を図っていることから⁸⁹⁾、待機者の社会性が低下している状態は待機者及びその介護者にとって望ましい状態ではないといえる。これらの待機者もアウトリーチの対象となると考える。

これまでの待機者研究は待機者の数の多さ、その切迫性、待機期間が長いことのみが議論されてきた。先に示した通り、それらを前提として、不満足感や不安を持っているかどうか、持っている場合、何かしらのサポートを施設はすべきではないか。そのときに必要なものがアウトリーチを前提にしたサービス展開であると考え。

そこで筆者及び共同研究者は、待機者を対象とした質問紙調査を実施した。しかしながらそもそも特養の高齢者を対象とした自記式調査にはさまざまな困難が付随する。それは調査

対象者が高齢であり，また認知症を罹患している場合が多く，単純な質問に限定されるからである．

5.2 目的

高齢者福祉施設待機者を対象にした調査データについて，5 件法順序尺度で一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定を行う．その結果について，有意確率に差が生じるかを検証することである．

5.3 方法

5.3.1 調査対象者及び配布・回収方法

T 県新型特養 A と従来型特養 B の待機者世帯を対象にした．両種別を対象としたのは，新型特養と従来型特養の比較を調査設計時に意図したからである．本調査は待機者世帯を対象とした調査であったため，調査自体が必ずしも簡単ではなかった．というのも待機者世帯のデータは，施設との関係で用いられるものであり，研究目的のためのデータではないからである．そこで調査意図が十分に理解され，施設長，生活相談員との信頼関係がすでに構築されている施設に調査対象を限定した．その結果，2 施設から許諾が得られた．配布は 2009 年 3 月からであり，6 月末日到着分までを分析の対象とした．

各施設内のサンプリングは行わなかった．A 施設は後に述べるように，実際の待機者は 200 世帯以上になるが，事前の許諾が得られた 125 世帯が対象となった．B 施設は全待機者の 223 世帯が対象となり，それらの全世帯に調査票を郵送した．そのうち，A 施設の待機者世帯からは 125 部中，93 部 (74.4%)，B 施設からは 223 部中，102 部 (45.7%) が返送された．一部の変数で無回答 (NA) が含まれる標本もあったが，分析によっては分析対象数がきわめて少なくなる．そのため，それぞれの分析においてペアワイズによる欠損値の除去を行うこととし，配票した 348 部に対して計 195 部 (56.0%) を有効回答票とした．本章では，介護者を主たる分析対象とし，回収された計 195 部のうち，本人による回答及び無記入による不明を除く 164 部 (84.1%) を分析対象とした．よって，配票した調査票に占める分析対象の標本数は 47.1% となった．これらの標本は介護者が待機者をみて，待機者自身がどのように感じているかを表しているため，介護者の主観的判断となった．

5.3.2 調査項目

調査票では、まず基本属性として性別、現在の年齢、現在の要介護度、申込時の要介護度、現在の状況として現在の入居、入院、世帯状況、現在利用しているサービス、ADL、IADL等を尋ねた。待機者の認知症の程度や介護者の状況の変化等は非常に重要な項目ではある。しかしながら調査自体が待機者や介護者の状況把握のみに終始してしまうこと、また質問が多岐になり回答者に負担がかかるという施設側から要求された倫理的配慮から、今後の課題として本調査では以上の項目に限定した。その他、希望する医療・福祉サービスを複数回答で尋ねた。介護者の施設への不満、サポートニーズを測定する質問として「待機者としてこのまま何カ月(何年)もつづくと考えると非常につらい」、「もう少し、施設からのサポートがほしい」、「現状に満足しており、とくに不満はない」を尋ねた。さらに、待機者の社会性を中心に尋ねた。

基本属性は名義尺度で、介護者の施設への不満、サポートニーズを測定する質問はそれぞれ「1. あてはまる」から「5. あてはまらない」までの5件法順序尺度で尋ねた。また「6. わからない」を付加した。

高齢者の社会性を測定する尺度として、木村と松田が作成した「老いと向き合う対処尺度」を援用した⁹⁰⁾。木村と松田は、「老いと向き合う対処」を「加齢に伴う生活上の困難や不自由、不利益を最小限にとどめ、高齢者が主体的に自分らしい生活を選択し送ろうとする努力」と定義した。なお、本章では、社会性の項目は分析しなかった。

5.3.3 分析方法

一元配置分散分析及びKruskal-Wallis検定を行った。分析にはSPSSを用いた。一元配置分散分析についてのみTukey HSDによる下位検定を行った。

回答は原則、待機者本人に求めたが、待機者本人が回答不可能な場合、介護者も回答可能であるとした。調査票の後半を待機者本人用、介護者用の2つに分け、それぞれ該当する項目の回答を求めた。

本来であれば、待機者、介護者それぞれの状況を把握するべきだが、待機者の状況は必ずしも客観的に捉えられない。というのも、待機者自身が認知症を患っている場合、自記式の調査ができないからである。よって、待機者の状況を把握する場合、待機者ではなく介護者からみた待機者の状況に限定された。

本章では、属性の各変数を以下のように加工した。現在の要介護度から、入所申込時の要

介護度を減じて「要介護度の変化」を求めた「平均 ADL」として「移動」「食事」「排泄」, 「着替え」「身だしなみ」のそれぞれの自立度を 4 段階で尋ね、分析時には計 20 点満点で単純加算した。ADL の値が高ければ高いほど、ADL の自立度や身体機能等が高いことを意味する。「待機年数」は入所申込年月から 2009 年 4 月までの期間を計算し求めた。

次に、「現在の要介護度」から「申込時の要介護度」を、「現在の ADL」から「申込時の ADL」を減じ、それぞれを「要介護度の変化」「ADL 変化」とした。それぞれの変化の値が大きければ大きいほど、変化が多くあったことを意味する。

これらの変数はそれぞれをほぼ同標本数になるように、3~4 カテゴリーを持つ順序尺度に加工した。それらは「年齢」(81 歳以下, 82~89 歳, 90 歳以上)「現在の ADL」(低い(2 点以下), やや低い(3~7 点), 高い(8 点以上))「ADL 変化」(維持または改善, やや悪化, 悪化)「現在の要介護度」(要介護度 2 以下, 要介護度 3, 要介護度 4 以上)「要介護度の変化」(改善, 維持, 悪化)「待機年数」(1 年以下, 2 年以下, 3 年以下, それ以上)である。

5.3.4 倫理的配慮

A 施設, B 施設ともに、施設長及び生活相談員と事前に十分な検討を行った上で、最終的には施設長の同意の下、調査を行った。A 施設に関しては、事前に調査への同意が得られた待機者に対してのみ調査票を配布した。B 施設に関しては、施設長名での調査協力依頼文と、待機者自身に何かしらの不利益が被らない旨の説明書を同封した。いずれの施設においても本調査が自由意志に基づくものであることを強調した。

5.4 結果

5.4.1 回答者の属性

回答者の属性の結果を表 24 に、待機者の属性を表 25 に示した。待機者に関して A 施設, B 施設ともに女性が多かった。平均年齢はともに 80 歳をこえていた。現在の要介護度は、A 施設では要介護度 3 が最も多く、B 施設では要介護度 2 が最も多く、B 施設の方が比較的、介護度に関して良好な待機者が多かった。申込時の要介護とほぼ同様である。

要介護度の変化は、両施設とも変化なしが最も多く、待機者の約半分を占めた。平均 ADL は現在が 5 点前後、申込時が 6 点台後半であり、全体として待機中に ADL が悪化していた。現在の状況に関して A 施設は、(夫もしくは妻を含めた) 家族と同居、介護老人保健施設に

入所中が最も多かったが、それでも 17.6% であり、待機者によってばらつきがあった。B 施設では夫もしくは妻を含めた家族と同居が 34.1% で最も多かった。待機年数は、両施設とも 1 年以下が最も多かった。

5.4.2 現状への不満

結果を表 26 に示した。「待機者としてこのまま何カ月(何年)もつづくと考えたら非常に辛い」に対しては「あてはまる」が 46.6% と最も多かった。「もう少し、施設からのサポートがほしい」に対しては、「どちらでもない」が 31.0% と最も多かった。回答は散らばっており、待機者によってさまざまであった。「現状に満足しており、とくに不満はない」は「どちらでもない」が 30.8% と最も多かった。回答は「あまりあてはまらない」「あてはまらない」が若干多かったが全体として散らばっていた。

以上から、待機者として状況が長くなるのは辛いと感じているが、必ずしも施設へのサポートニーズが高く、また施設に対して不満感を持っているわけではないといえる。ここから、待機者でいるということと現状への不満とが必ずしも一致しない可能性があることが示唆された。

5.4.3 属性と現状への不満との関係

属性によって現状への不満が生じるかを明らかにするために一元配置分散分析及び Kruskal-Wallis の検定を行い、その結果を表 27、表 28 及び表 29 に示した。一元配置分散分析については Tukey HSD による下位検定を行った。また、 $p < 0.10$ を有意差傾向とした。その結果、第一に「待機者としてこのまま何カ月(何年)もつづくと考えたら非常に辛い」としたのは、現在の要介護度が低いものに比べ高い者であった。比較的 ADL の変化が良好な者に一元配置分散分析について有意差傾向が認められた。Kruskal-Wallis の検定では有意差が認められた。

第 2 に「もう少し、施設からのサポートがほしい」について、両検定ともに有意差傾向であったが、特に現在の要介護度が関係していた。

第 3 に「現状に満足しており、とくに不満はない」について、ADL の変化に有意差傾向が認められた。

これらから、現状への苦しみや施設への不満感、待機者自身の年齢がより高くなったり、また待機年数がより長くなることでのみ生じるのではなく、ADL や要介護度に影響さ

れ、また申込時からの状況の変化等も影響を与える可能性が明らかになった。

5.4.4 一元配置分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との関連性

一元配置分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との積率相関係数を表 30 に示した。全てについて非常に強い正の相関関係が認められた。

5.5 考察

5.5.1 特養待機者へのアウトリーチの必要性

長い待機年数ではなく、待機者の ADL 等の現状が施設への不満足感、サポートニーズに影響を与えていた。この結果は非常に重要なことを示唆している。待機することによる「苦しさ」は、その年数ではなく介護することへの苦しさ、困難さから生じているといえよう。待機年数が高いということは看過できないが、待機年数という客観的な尺度によって介護者の不満を規定できないという事実は、例えば優先入所を考える上で、それ以外の項目のウェイトを高くすべきである、ということを示唆する。その一方で、待機年数の長短が重要でない、とはいえない。というのは待機年数が高いということは、施設が把握している情報(状況)が、施設が最初に把握したときのものであり、現状ではない可能性があるからである。

以上から、アウトリーチを行う前提として、ソーシャルワーカーは待機者や介護者の「苦しみ」に対して適切に理解するために、入所が決定したときではなく、随時、再アセスメントする必要がある。介護者のニーズを引き出し、例えば介護者の不安を低減させるような、アウトリーチを行う必要があると考える。

5.5.2 5 件法順序尺度における一元配置分散分析の妥当性

以上の結果は、本調査に協力した社会福祉施設にとって非常に重要な情報であり、今後の支援の根拠ともなりうる。実際、数多くの質問紙調査が社会福祉施設で実施されている。しかしながら必ずしも、調査協力をした社会福祉施設にとって「わかりやすい」結果が返され、その意味での説明責任を果たせてはいないのではないかと。一元配置分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率が非常に強い関連性を持っているのであれば、統計学的な厳密さはさておき、算術平均値を算出できないとされる順序尺度においても、その結果を例えば「満足度の(算術)平均値が高い」という単純な提示が可能となる。

さらに前章の結論から，5 件法順序尺度よりも 3 件法順序尺度の方が，利用者の負担軽減の点から妥当であるともいえよう．

分析の結果，一元配置分散分析について有意差傾向が認められたが，Kruskal-Wallis 検定では有意差が認められた項目が存在した．統計学的な有意差検定からみたとき，後者の検定を用いるべきであるという結論も考えられる．質問紙調査の分析において，有意差傾向よりも例えば 5% の有意水準で明確な差があった手法が妥当であるとされる．しかしながら，本章の分析では，両検定の有意確率の差は数 % である．この数 % に統計学的に有意な差があるかどうかは，別途分析されるべきであるが，筆者は誤差の範囲であると考える．

5.6 結論

5 件法順序尺度について，一元配置分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との間に強い関連性が認められた．以上から，5 件法順序尺度をパラメトリック手法で分析することが可能であることが示唆された．それにより社会福祉施設やその利用者にとって，「わかりやすい」算術平均値等の統計量で調査結果を提示できる可能性が明らかになった．

第6章 5件法順序尺度に基づく多変量解析-パラメトリック手法による分析の検証

6.1 緒言

本章では、本論の主張が多変量解析にも適用できる可能性があることを示すために、主成分分析とカテゴリカル主成分分析との結果の違いを検討する。主成分分析はSPSSの中では標準で入っている分析方法ではあるが、カテゴリカル主成分分析はSPSS Categories というオプションで提供されている。そのため、分析にはコストが必要であること、またその統計量を読むには主成分分析以上の知識が必要となる。そこで本来は、主成分分析では扱えないとされる順序尺度に対して行うことで、その妥当性を検証する。

保健師を対象にした、メンタルヘルス問題を持つ家庭への対応に関する調査(以下、保健師調査)について - 社会背景及び調査の背景

児童虐待の発生要因の一つに親のメンタルヘルス問題を挙げる研究は多い⁹¹⁻⁹⁴⁾。一方で、その支援方策については十分に議論されているとはいえない。その議論の中で児童相談所の児童福祉司や、児童福祉施設の家庭支援専門相談員らは強い負担感やストレスを感じていると報告されている⁹⁵⁻⁹⁷⁾。その背景には当該事例に対する専門職の問題認識や研修の不十分さなどの課題がみられる^{98,99)}。

地域において母子保健を担う保健師は、健診を通した虐待発見や育児支援などの課題に取り組んでおり¹⁰⁰⁾、業務への負担感も報告されている¹⁰¹⁾。そのような保健師の負担感に関する認識もしくは、児童虐待に対する知識や問題認識に関する実証的調査はされてこなかった。

6.2 目的

保健師の調査データについて、主成分分析とカテゴリカル主成分分析を行う。その結果、分析結果に差が生じるかを検証することである。

6.3 方法

6.3.1 調査対象者及び配布・回収方法

J 県内の保健所，市町村に所属し，精神保健福祉業務を主に担当する全ての保健師を対象とした．J 県は政令市から中山間地域，島嶼部までを擁する地方自治体のうち，積極的な協力が得られた県である．

J 県の市町村保健師研究協議会研修会の参加者に調査主旨を説明し，同意を得た上で，調査協力依頼状並びに調査票を市町村単位で配布した．不参加の市町村及び県の保健所に対しては後日郵送した．回収は市町村・保健所単位で取りまとめたものを郵送にて回収した．調査期間は 2009 年 11 月 8 日から 12 月 25 日であった．調査票は 246 部を配布し，219 部を回収した (89.0%)．無回答についてはペアワイズによる欠損値の除去を行ったため，全てを有効回答票とした．その結果，分析によって分析対象数が異なった．

6.3.2 調査項目

基本属性として回答者の年齢，保健師経験年数等を尋ねた．次に，児童虐待に関する知識や経験，メンタルヘルス問題に関する知識や経験，児童虐待にあたると感じる程度，当該事例に実際に接する頻度，対応上の困難感や虐待発生要因などの意識，連携・社会資源などについて 5 件法順序尺度による回答を求めた．本章では，保健師経験年数，児童虐待に関する知識や経験，メンタルヘルス問題に関する知識や経験に限定して分析を行った．

6.3.3 分析方法

メンタルヘルス問題や児童虐待に関するスキルや技能及び対応上の困難感に関して，主成分分析及びカテゴリカル主成分分析を行った．分析には SPSS を用いた．

6.3.4 分析モデル

主成分分析

主成分分析は複数の変数を縮約する方法である．複数の観測変数の重み和で，分散が最大になるものを第 1 主成分という．第 2 主成分は，第 1 主成分と直交するもので分散が最大になるものである．観測度数が x_1, \dots, x_p であるとき， f_1, \dots, f_p の第 r 主成分は観測変数の線形結合となる．式 (6.1) の通りである¹⁰²⁾．

$$f_r = w_{r1}x_1 + w_{r2}x_2 + \cdots + w_{rp}x_p \quad (6.1)$$

カテゴリカル主成分分析

カテゴリカル主成分分析は、主成分分析のノンパラメトリック手法に相応する。交互最少二乗法によって算出されたカテゴリ数量化と、それによって得られる成分負荷量をもとに分析が行われる。主成分得点は成分負荷と数量化から計算され、それを標準化したものがオブジェクトスコアである。最終的には、主成分分析と同様に複数の変数を縮約できる。

6.3.5 倫理的配慮

調査票には、第1に本調査の協力が自由意志に基づく、任意の調査であることを強調した。第2に、本調査の結果は学術的な目的のみに使用することを、第3にデータは全て統計的に処理され、回答施設や回答者が特定されないようにすることを記した。

6.4 結果

6.4.1 回答者の属性

回答者の属性を表31に示した。男性が3人(1.4%)、女性が216人(98.6%)であった。回答者の大半が女性であり、年齢±標準偏差が37.8±9.7歳であった。保健師経験年数は14.2±10.0年であった。

6.4.2 主成分分析及びカテゴリカル主成分分析による変数の縮約

児童虐待及びメンタルヘルス問題に関する知識、支援技能、支援経験及びそれらに対する研修についてそれぞれ4変数を、さらにメンタルヘルス問題のある親を持つ被虐待児へのサポートについて2変数を縮約するために、主成分分析及びカテゴリカル主成分分析を行った。その結果を表32に示した。

その結果、児童虐待の対応に関しては、主成分分析の第1主成分の説明率(寄与率)は78.9%、カテゴリカル主成分分析の第1次元の説明率(寄与率)が77.6%と高かったため、4変数を1変数に集約することは妥当であると判断し、それを「児童虐待対応のスキル」とした。メンタルヘルス問題に関しても、それぞれが80.8%、77.0%であり、同様に「メンタルヘルス問題への対応についてのスキル」とした。メンタルヘルス問題のある親を持つ被虐待

児へのサポートに対する対応上の困難感に関しては、どちらも 88.5% と説明率 (寄与率) が高かったため、2 変数を 1 変数に縮約することは妥当であると判断し、それを「対応上の困難感」とした。

6.4.3 「児童虐待スキル」、「メンタルヘルス問題への対応についてのスキル」、「対応上の困難感」の関係

3 つの新たな変数に関して、主成分分析については主成分得点、カテゴリカル主成分分析については各サンプルの主成分得点を標準化して得られるオブジェクトスコアを算出し、それぞれの関係を見るために積率相関係数を表 33 に示した。

対応上の困難感と他の変数との関係は認められなかった。

児童虐待対応のスキルに関して、メンタルヘルス問題への対応についてのスキルとの間には強い正の相関が、保健師経験年数との間には中程度の正の相関がみられた。このことから、保健師としての経験が長くなることでメンタルヘルス問題への対応スキルが高くなり、また児童虐待対応のスキルが高くなる可能性が示唆された。

メンタルヘルス問題への対応スキルに関しては、保健師経験年数との間に中程度の正の相関がみられた。このことから、保健師としての経験が長いことがメンタルヘルス問題のスキルの高さに関係がある可能性が示唆された。

以上の結果について主成分分析とカテゴリカル主成分分析との違いは認められなかった。

6.5 考察

6.5.1 児童虐待の支援

親にメンタルヘルス問題がある場合の児童虐待の対応に関して、その対応上の困難感は、児童虐待やメンタルヘルス問題に関するスキルや保健師としての経験の長短とは関係がなかった。また対応頻度が多くなることでさらに対応上の困難感が増すことが明らかになった。

なお、本結果は特定の県のみを対象としているため必ずしも全国的な一般傾向を実証するものではない。その上で、この対応上の困難感の要因を明らかにするとともに、その軽減に寄与する因子を明らかにしていく必要がある。本結果は対応上の困難感があることと有効な支援ができないこととの関連性を明示するものではないが、多くの回答者が対応上の困難感を抱く事例に対して現時点で積極的・主体的な支援が広く展開されているとは想定し難い。

当該事例への支援体制の充実を図る上で、この課題は重要な意味を持つと考えられる。

6.5.2 5件法順序尺度における主成分分析の妥当性

主成分分析とカテゴリカル主成分分析との結果が同傾向であることで、順序尺度を分析する際に、高度に統計学的な知識を要さないと考える。本調査のような現場職員を対象にした調査は、前章と同様に、調査協力者に説明する必要がある。実際それを行う際、主成分分析の結果を提示し、さらにその分析方法への理解を求めるとは考え難い。

しかしながら、本章の分析から、非常に数が多い変数を縮約し、少数の変数から分析する視点は、統計学の専門家でない者からすると非常に有効であると考ええる。その上で、その変数の縮約において、複雑な手法より簡便な方法が統計学的に示唆されるのであれば、順序尺度において主成分分析を用いることは非常に有効な手段となると考える。

6.6 結論

5件法順序尺度の主成分分析とカテゴリカル主成分分析において、分析結果に差が認められなかった。以上から、多変量解析においても統計手法が高度になる分析ではなく、比較的簡便で、わかりやすいパラメトリック手法を用いることが妥当であることが示唆された。

総括

1. 各章のまとめ

本論では、3件法、4件法及び5件法の各順序尺度について、等間隔性、正規性及び分析手法について検証を行った。

第1章では、第1に特に3件法尺度の等間隔性が認められた。ここから、より少ない選択肢(カテゴリ)数で質問紙調査を行い、間隔尺度とみなすことが統計学的に妥当であること、さらに「2. どちらでもない」という中心点が存在することで、日本人にとってより回答がしやすくなることが確認された。第2に性別によって回答のしやすさが異なっていた。第3に対象者の多くが女性であるとして回答のしやすい5件法調査票のみを用いることは、尺度の等間隔性という観点から分析時に分析手法が限定される可能性がある。

第2章では、第1に標本数が少なくなればなるほど、3件法、4件法及び5件法の正規性が認められる可能性があった。第2に正規性と歪度に関連性が認められなかったことから、3件法、4件法及び5件法の各順序尺度において、天井効果、床下効果から正規性を確認する方法が妥当性を持ちえない可能性が明らかになった。

第3章では、3件法、4件法及び5件法の各順序尺度の t 検定とMann-Whitney検定の有意確率について、ほぼ同じであることが認められたことにより、 t 検定の頑健性が認められた。さらに、特にある程度多くの標本数(100標本)がある場合、頑健性の前提である等分散性を保留にし、より簡単な手法であるパラメトリック手法を用いることが妥当であることが明らかになった。

また t 検定、Mann-Whitney検定の結果がほぼ同じであることから、Bonferroniの修正を用いることで、一元配置分散分析とKruskal-Wallis検定の下位検定の結果もほぼ同じとなる可能性も示唆された。

第4章では、3件法順序尺度と5件法順序尺度について、分析結果に大きな差は認められなかった。さらに一元配置分散分析の有意確率とKruskal-Wallis検定の有意確率との間に強い関連性が認められた。国際比較調査及び日本国内の比較調査において、地域差や世代差といった5件法の「2」や「4」を設定することで生じる、それらへの共通理解の妥当性を保留にできる可能性が示唆された。

第5章から，一元配置分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との間に強い関連性が認められた．以上から，5件法順序尺度についてパラメトリック手法を用いることが可能であり，社会福祉施設やその利用者が，わかりやすい算術平均値等の統計量で調査結果を提示できる可能性が明らかになった．

第6章では主成分分析とカテゴリカル主成分分析において，それらの分析結果に差が認められなかった．以上から，多変量解析においても，統計手法が高度になる分析ではなく，比較的簡便なわかりやすいパラメトリック手法を用いることが妥当であることが示唆された．

第4章，第5章及び第6章から，3件法，4件法及び5件法の各順序尺度の全尺度において，パラメトリック手法とノンパラメトリック手法の有意確率に違いはほぼ認められなかった．また，等間隔性の観点からは5件法よりも3件法の方が妥当性が得られやすかった．以上のことから，3件法においてパラメトリック手法を用いることがある程度認められたといえる．

以上の議論から，質問紙調査における回答のしやすさと，統計学的な妥当性が成立する最も適切な順序尺度の選択肢のカテゴリ数は3であり(3件法)，順序尺度をパラメトリック手法で分析できることが明らかになった．

2. 本研究の成果と意義

本研究により，医療福祉分野の質問紙調査において，順序尺度の分析方法，選択肢のカテゴリ数等への指針が明らかになった．特に，3件法の分析において，ノンパラメトリックのみならずパラメトリック手法の妥当性が示されることで，分析標本数が100未満の少人数の調査における分析が容易になる．

この指針により，質問紙調査において社会福祉施設の利用者が回答する上での負担と，統計学の非専門家である研究者や施設・職員が分析する上での負担が減少する可能性が高まる．複雑な変数間の関連性等を分析するのではなく，1変数の状況や2変数間の傾向を分析することに限り，本論の結論は重要であると考ええる．

とりわけ，尺度開発が目的となる心理学的な研究とは異なり，医療福祉分野における量的調査研究は，1回限りの横断調査が多い．つまり，インタビュー調査であれば複数回にわたり，調査対象者に調査を行うことがあるが，質問紙調査では多くの場合，1回限りである．そのため，1回の質問紙調査の重要性が相対的に高くなる．その中で，調査者，調査対象者双方の負担が少ない質問紙調査を効率的・効果的に行わなければならない．さらに，分析及びその結果の提示においても，簡易でわかりやすいことが望まれる．そのような調査は，医療福祉分野における質問紙調査の質の向上のみならず，利用者(患者)である可能性が高い

調査対象者や社会福祉施設・機関が持つニーズや課題等に対する，迅速な解決にもつながると考える．

3. 本研究の限界と課題

本論の結論は必ずしも医療福祉分野の全ての調査に適用可能なものではなく，提案の域を逃れない．なぜならば本論には，大きく 4 つの限界と課題が存在するからである．

第 1 に第 1 章，第 2 章及び第 3 章では，データに大きな制約がかかっていた．第 1 章のデータについては，第 1 に，調査対象者が 20 歳代前半の学生であるため，そのバイアスを排除できない．第 2 に 3 件法，4 件法及び 5 件法質問紙の回答の違いを明確にできる最適な質問であるとは統計学的にいえず，普遍化しきれない．さらに回答のしやすさに対して，なぜその質問紙が回答しやすかったかについて直接的に尋ねていない．第 3 にカテゴリカル因子分析，IRT の分析について，ある程度大きい標本数が必要であるが，本調査では 100 以下の標本数の分析である．第 4 に尺度の正規性と等間隔性の関連について議論する必要がある．

第 2 章について，本データを一樣乱数によるシミュレーションによって作成しているため，標本数が多くなればなるほど，正規分布から一樣分布に近似していく．また，図 5 に示した R でのシミュレーションからは，100 標本の場合，正規性が認められる可能性が高い．この整合性は統計ソフトの違いかどうかは別途検討が必要である．

第 3 章では 2 変数の分析標本を同数で分析している．分析標本数の違いが検定結果に影響を与える可能性もある．実際の検定において，分析標本数が変数間で異なる場合，同数に調整することは可能であるが，そのためには，どちらかの変数のデータを無作為に削除しなければならない．そのための手法は開発されていない．別途，検討が必要になる．

第 2 に，分析対象の限定性である．第 4 章，第 5 章及び第 6 章の分析対象は，必ずしも本論の結果を普遍化させる調査データではない．一元配置分散分析，主成分分析について理論的にシミュレーションを行っていない．シミュレーションの方法を含めて，検証方法を議論する必要がある．

第 3 に，一元配置分散分析と Kruskal-Wallis 検定のそれぞれの下位検定について，それらの分析が十分ではない．特に Kruskal-Wallis 検定の下位検定は十分に議論されていない．一元配置分散分析の下位検定を含めて，下位検定の手法は多様である．これらから算出される有意確率については，別途議論が必要である．

第 4 に，第 1 の点と一部重複するが，本当に 5 件法よりも 3 件法が回答しやすいかという点である．第 1 章の議論にもある通り，どの尺度が回答しやすいかには男女の差がみられた．異なった質問紙調査を行った場合，異なる結果が生じる可能性を否定できない．年齢や

地域，調査内容によって，どの尺度が回答しやすいかは異なる可能性があるが，根拠なく，安易に 5 件法以上が適切であるという結論は避けるべきであるとする。

4. 今後の展開

先に挙げた課題は，適切な層化抽出を行った大規模の調査を行うことで解決されると思う。3 件法，4 件法及び 5 件法のどれが回答しやすいかを明らかにするのは困難である。例えば調査手法の開発を行うために，何度も同じ高齢者を対象に調査を行うことは，倫理的な側面からも困難である。調査の工夫が要求される。

特に第 1 章の課題を解決するためには，有効回答数を増やす必要があるが，まずインターネット調査による全国調査が有効であるとする。その際，属性の中でも特に年齢層による違いを明確にし，分析する必要がある。ただし，医療福祉分野の質問紙調査の多くはインターネットを用いた調査ではなく，郵送調査法や集団調査法を用いた質問紙による調査である。本研究の最終目標は，医療福祉分野の利用者が回答しやすい，研究者等が分析しやすい質問紙調査である。特に，前者の利用者を高齢者に限定した場合，レイアウトや体裁，ページ数が回答のしやすさに影響を与える可能性がある。それらを明らかにするために，レイアウトや体裁，ページ数等のいくつかのパターンを作成し，実査を行う必要がある。

謝辞

はじめに、審査を頂いた主査の田口豊郁先生、副査の熊谷忠和先生（医療福祉学専攻主任）、保野孝弘先生（臨床心理学専攻主任）、小河孝則先生（元医療福祉学研究科長）の諸先生方に深謝、申し上げます。田口豊郁先生、熊谷忠和先生には数え切れないご指導と励ましを頂きました。保野孝弘先生には本論の学術的な意義を評価頂き、執筆する上での励みになりました。小河孝則先生には論文の発想や論理構成の確認をはじめ、文章の詳細に至るところまでご指導頂きました。

本論に関わる質問紙調査にご協力頂いた、関係各位に改めてお礼申し上げます。

川崎医療福祉大学に赴任以降、10年間にわたり数多くのご支援を頂きました同大学の多くの教職員の方々に、感謝を申し上げます。

本論の問題意識の原点は、出身の関西学院大学社会学部及び同大学院社会学研究科での日々にあったことを改めて感じます。同大学院の指導教授であった高坂健次先生を始め社会学、社会福祉学の多くの先生方に研究の礎を作って頂いたことは、感謝しきれません。社会学部の卒業論文、大学院前期課程の修士論文は、共に現象学的社会学の視点を基礎としながら、歴史社会学的、教育社会学的な発想を統合するような論文でした。それらは言説分析であり、質的調査でした。一方、本博士論文は典型的な量的調査です。結果として調査の方法論として結実したことを考えると、前期課程から数えること、20年弱、本当にたくさんの先生方のご指導があったと感じます。

そして、いろいろと迷惑をかけた家族に感謝します。

最後に、この博士論文を執筆する上での最大の意欲となった亡母に感謝します。審査結果ではなく、提出したという報告しかできませんでした。本論が博士論文として完成し、博士学位が取得できることを、亡母を始め、お世話になった方々に報告するとともに、深甚なる感謝の意を表します。

参考文献

- 1) Likert R : A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 22(140), 1-55, 1931.
- 2) 小野寺典子 : 「非常に」と「かなり」で異なる回答～国際比較調査における選択肢表現の検討～. *放送研究と調査*, 52(1), 62-75, 2001.
- 3) Garland R : The Mid-Point on a Rating Scale: Is it Desirable?. *Marketing Bulletin*, 66-702, 1991.
- 4) Croasmun JT and Ostrom L : Using Likert-Type Scales in the Social Sciences. *Journal of Adult Education*, 40(1), 19-22, 2011.
- 5) 青木多寿子・井邑智哉 : 児童生徒への質問紙作成に関する注意点 1 しなやかさ尺度の評定カテゴリー数からの検討. *広島大学大学院教育学研究科紀要第一部*, 61, 9-14, 2012.
- 6) Matell MS and Jacoby J : Is there an optimal number of alternatives for Likert scale items?. *Educational and Psychological Measurement*, 31(3), 657-674, 1971.
- 7) 萩生田伸子, 繁榎算男 : 順序付きカテゴリカルデータへの因子分析の適用に関するいくつかの注意点. *心理学研究*, 67(1), 1-8, 1996.
- 8) 松田浩幸, 大隅昇 : インターネット調査における調査票設問設計の評価-設問形式が回答に及ぼす影響を測る. WordMiner 研究会, [http : //www.wordminer.org/wp-content/uploads/2013/04/207_15.pdf](http://www.wordminer.org/wp-content/uploads/2013/04/207_15.pdf), 2013, 2015. 8. 12 所収.
- 9) 青木繁伸 : 青木統計学辞典. <http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/Yogoshu/>, 2002, 2015. 7. 1 所収.
- 10) Analytical Methods Committee : Robust statistics-how not to reject outliers. *Analyst*, 114, 1693-1697, 1989.
- 11) 美添泰人 : 経済データの回帰分析と頑健性. *統計*, 59(9), 35-40, 2008.

- 12) Carifio J and Perlan R : Resolving the 50-year debate around using and missing Likert scales. *Medical Education* , 42(12) , 1150-1152 , 2008.
- 13) Pearson ES , D'Agostino RB and Bowman KO : Test for normality : Comparison of powers. *Biometrika* , 64(2) , 231-246 , 1977.
- 14) 西里静彦 : データ解析への洞察 数量化の存在理由. 初版 , 関西学院出版会 , 兵庫 , 25 , 2007.
- 15) 狩野裕 : AMOS , EQS , LISREL によるグラフィカル多変量解析. 初版 , 現代数学社 , 京都 , 156 , 1997.
- 16) 脇田貴文 : 評定尺度法におけるカテゴリ間の間隔について 項目反応モデルを用いた評価方法. *心理学研究* , 75(4) , 331-338 , 2004.
- 17) 鈴木綾子 , 豊田秀樹 , 小杉正太郎 : 項目反応モデルによるストレス反応尺度の構成とテスト特性曲線によるその深化の過程. *心理学研究* , 75 , 389-396 , 2004.
- 18) 田中健吾 : 勤労者を対象として心理的ストレス反応尺度の項目反応理論による検討. *大阪経大論集* , 63(3) , 137-150 , 2012.
- 19) 笹川智子 , 金井嘉宏 , 村中泰子 , 鈴木伸一 , 嶋田洋徳 , 坂野雄二 : 他者からの否定的評価に対する社会的不安測定尺度 (FNE) 短縮版作成の試み 項目反応理論による検討. *行動療法研究* , 30(2) , 87-98 , 2004.
- 20) 狩野京子 , 李志熿 , 中島望 , 實金栄 , 山口三重子 , 中嶋和夫 : 看護職者の「職業キャリア成熟測定尺度」に関する構成概念妥当性の検討. *岡山県立大学保健福祉学部紀要* , 19(1) , 19-29 , 2012.
- 21) 八重樫牧子 : 児童館の子育ち 子育て支援-児童館施策の動向と実践評価. 初版 , 相川書房 , 東京 , 97-182 , 2012.
- 22) 加藤正明 (班長) : 労働の場におけるストレス及びその健康影響に関する研究報告書 (労働省「作業関連疾患の予防に関する研究」平成 11 年度). 労働省 , 146-152 , 2000.
- 23) 安藤昌代 : 面接調査における回収率向上のための一考察 - 対象者アンケート調査員アンケートの結果から -. *社会と調査* , 9 , 76-89 , 2012.

- 24) 井上信次, 岡本宣雄 : 特別養護老人ホームの待機者調査にみる待機者及びその介護者へのアウトリーチの必要性. 川崎医療福祉学会誌, 20(2), 331-345, 2011.
- 25) 山崎喜比古 : 健康への新しい見方を理論化した健康生成論と健康保持能力概念 SOC. Quality Nursing, 5, 825-832, 1999.
- 26) 松原望, 美添泰人, 岩崎学, 金明哲, 竹村和久, 林文, 山岡和枝編 : 統計応用の百科事典. 初版, 丸善出版, 東京, 436, 2011.
- 27) 並川努, 谷伊織, 脇田貴文, 熊谷龍一, 中根愛, 野口裕之 : Big Five 尺度短縮版の開発と信頼性と妥当性の検討. 心理学研究, 83, 91-99, 2012.
- 28) 時光順平, 鳥越規央 : 項目反応理論を用いたプロ野球選手の評価について (統計的モデルの新たな展望とそれに関連する話題). 数理解析研究所講究録, 1804, 21-29, 2012.
- 29) 矢富直美, 渡辺直登 : 心理的ストレス反応尺度 (PSRS) の分析. 経営行動科学, 10(1), 23-34, 1995.
- 30) 尾崎幸謙 : テストのための数理モデル. 統計数理研究所コラム 110, [http : //www. ism. ac. jp/ism. info/labo/column/110. html](http://www.ism.ac.jp/ism.info/labo/column/110.html), 2015. 5. 16 所収.
- 31) 住政二郎 : 項目反応理論 1PLM, 2PLM, 3PLM, 多段階反応モデル. 外国語教育メディア学会 (LET) 関西支部メソドロギー研究部会 2013 年度報告論集, 34-62, 2014.
- 32) 豊田秀樹 : 項目反応理論 [入門編]. 初版, 朝倉書店, 東京, 5, 2002.
- 33) Roznowski M : Examination of the Measurement properties of the job descriptive index with experimentalitms. *Journal of Applied Psychology*, 74, 805-814, 1989.
- 34) 豊田秀樹 : 項目反応理論 [事例編]. 初版, 朝倉書店, 東京, 29, 2002.
- 35) 岩井紀子, 宍戸邦章, 佐々木尚之 : East Asian Social Survey を通してみた国際比較調査の困難と課題. 社会と調査, 7, 18-25, 2011.
- 36) 小塩真司 : SPSS と Amos による心理・調査データ解析因子分析・共分散構造分析まで. 初版, 東京図書, 東京, 129, 2004.
- 37) 小野寺孝義, 山本嘉一郎編 : SPSS 事典. 初版, ナカニシヤ出版, 京都, 12, 2004.
- 38) 小野寺孝義, 山本嘉一郎編 : SPSS 事典. 初版, ナカニシヤ出版, 京都, 14-15, 2004.

- 39) 池田央：統計ガイドブック. 初版, 真珠社, 東京, 155, 1989.
- 40) 原田小夜：介護支援専門員の在宅ホスピスケア困難要因と関連要因の検討. 日本健康医学会雑誌, 20(1), 31-37, 2011.
- 41) 宮島ひとみ, 別所遊子, 細谷たき子：配偶者と死別した高齢女性の生活満足度に影響を与える要因. 日本地域看護学会誌, 7(1), 23-28, 2004.
- 42) 石末維世, 安部太喜, 福田和正, 石田尾徹, 谷口初美, 保利一：職場における浮遊微生物濃度の測定と細菌叢の解析. 産業衛生学雑誌, 49(2), 39-44, 2007.
- 43) 松宮透高, 井上信次：児童福祉施設入所児童への家庭復帰支援と親のメンタルヘルス問題. 厚生指標, 61(15), 22-27, 2014.
- 44) 富原一哉：日本の心理学研究論文における Mann-Whitney の U 検定の誤用とその対策. 鹿児島大学人文学科論集, 61, 1-6, 2004.
- 45) 青木繁伸：二群の算術平均値 (代表値) の差を検定するとき. <http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/lecture/BF/index.html>, 2007, 2015. 7. 1 所収.
- 46) 青木繁伸：三群の算術平均値 (代表値) の差を検定するとき. <http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/lecture/BF/sankouzu.html>, 2007, 2015. 7. 1 所収.
- 47) Winter JCF and Dodou D : Five-Point Likert Items : t test versus Mann-Whitney-Wilcoxon. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 15(11), 1-16, 2010.
- 48) Winter JCF : Using the Student's t-test with extremely small sample sizes. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 18(10), 1-12, 2013.
- 49) Nanna MJ and Sawilowsky SS : Analysis of Likert scale data in disability and medical rehabilitation research. *Psychological Methods*, 3, 55-67, 1998.
- 50) Welch BL : The Generalization of 'Student's' Problem when Several Different Population Variances are Involved. *Biometrika*, 34(1-2), 28-35, 1947.
- 51) Ruxton GD : The unequal variance t-test is an underused alternative to Student's t-test and the Mann-Whitney U test. *Behavioral Ecology*, 17, 688-69, 2006.

- 52) Fagerland MW, Sandvik L and Mowinckel P : Parametric methods outperformed non-parametric methods in comparisons of discrete numerical variables. *BMC Medical Research Methodology*, 11, 44-51, 2011.
- 53) Zimmerman DW : Inflation of Type I Error Rates by Unequal Variances Associated with Parametric, Nonparametric, and Rank-Transformation Tests. *Psicologica*, 25, 103-133, 2004.
- 54) 小野寺孝義, 山本嘉一郎編 : SPSS 事典. 初版, ナカニシヤ出版, 京都, 15, 2004.
- 55) 上田拓治 : 44 の例題で学ぶ統計的検定と推定の解き方. 初版, 旺文社, 東京, 130-131, 2009.
- 56) 石村貞夫 : SPSS によるカテゴリーカルデータの分析. 第 2 版, 東京図書, 東京, 59, 2006 .
- 57) 日本社会事業大学社会事業研究所 : アジアのソーシャルワーク教育. 初版, 学苑社, 東京, 21-176, 2007.
- 58) 平山なお : アメリカにおける社会福祉教育-歴史的発展と現況. ソーシャルワーク研究, 30(2), 2004.
- 59) 竇田玲子 : ソーシャルワーク実習教育に関する一考察アメリカのソーシャルワーク実習教育プログラムの比較研究から. 関西福祉科学大学紀要, 13, 5-67, 2010.
- 60) 横山壤 : ソーシャルワーク研究における国際比較の意義. ソーシャルワーク研究, 25(4), 354-361, 2000.
- 61) 真鍋一史 : 通文化比較調査及び国際比較調査の方法論的課題-調査の等価性の問題を中心に. 法学研究, 77(1), 538-504, 2004.
- 62) 真鍋一史 : 通文化比較調査及び国際比較調査の方法論的課題-等価性確立のための方法の開発. 関西学院大学社会学部紀要, 96, 95-110, 2004.
- 63) 電通総研, 日本リサーチセンター : 世界主要国価値観データブック. 初版, 同友会, 東京, 1-255, 2008.
- 64) 新保勝, 佐藤義治, 山ノ井高洋, 河口至商 : 三次相関係数とそれによる数量化. 北海道大学工学部研究報告, 82, 125-132, 1976.

- 65) 厚生労働省：特別養護老人ホームの入所申込者の状況。
<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r98520000003byd.html>, 2009, 2010.2.1 所収.
- 66) 朝日新聞：特養ホーム待機者 3 万人増えて 42 万人厚労省調査. 2009.12.22 付け.
- 67) 日本経済新聞社：特養ホーム待機者 42 万人要介護度の高い 17 万 9000 人も. 2009.12.22 付け.
- 68) 鈴木隆雄：介護予防の現状と課題. 地域保健, 7 月号, 16-25, 2010.
- 69) 辻一郎, 遠山靖丈：介護予防の効果の検証はなぜ必要か. 地域保健, 7 月号, 26-33, 2010.
- 70) いわたの保健福祉支援研究会：特別養護老人ホーム入所者・待機者に係るアセスメントモデル調査に関する報告書. 2008.
- 71) 健康保健組合連合会：介護円滑導入のための在宅サービス普及阻害要因に関する研究. 1-4, 2002.
- 72) 東京都社会福祉協議会：高齢者福祉施設 生活相談員業務指針. 東京, 東京都社会福祉協議会, 70-76, 2006.
- 73) 岸田研作, 谷垣静子：特別養護老人ホームの待機者の入所希望時期に影響する要因の分析. 厚生指標, 53(7), 1-65, 2006.
- 74) 厚生労働省：指定介護老人福祉施設の入所に関する指針について. 老計発第 0807004 号, 2002.
- 75) 根本博司：社会福祉実践と介護保険-制度発足後の問題と今後の課題. 社会福祉研究, 79, 41-48, 2000.
- 76) 奈良高志：在宅介護支援センターと居宅介護支援事業所-介護保険下における在宅介護支援センターのあり方を考える. 社会福祉研究, 79, 88-91, 2000.
- 77) 山縣文治, 柏女霊峰編：社会福祉用語辞典. 第 9 版, ミネルヴァ書房, 京都, 3, 2013.
- 78) 久松信夫, 小野寺敦志：認知症高齢者と家族へのアウトリーチの意義-介護保険下における実践の役割と条件. 老年社会科学, 28(3), 297-311, 2005.

- 79) 塚田和美, 伊藤順一郎, 深谷裕, 塚田和美, 伊藤順一郎 : 包括的地域生活支援プログラム (ACT-J) の費用対効果分析. 国立精神・神経医療研究センター精神保健研究所社会復帰研究部, 1-10, 2009.
- 80) 高木俊介, 上田綾子, 岡田愛, 栗山康弘 : ACT とアウトリーチ. 精神医学, 50(12), 1195-1201, 2008.
- 81) 横関真奈美, 近藤克則, 杉本浩章 : 特別養護老人ホーム入所待機者の実態に関する調査. 社会福祉学, 47(1), 59-70, 2005.
- 82) 坪井章雄, 村上恒二 : 二段階無作為標本による家族負担感尺度の妥当性・信頼性・実用性の検討. 総合リハビリテーション, 33(5), 455-462, 2005.
- 83) 小澤芳子 : 家族介護者の続柄別にみた介護評価の研究. 日本認知症ケア学会誌, 5(1), 660-671, 2006.
- 84) 遠藤忠, 佐々木心彩, 長嶋紀一 : 要介護 (要支援) 高齢者を居宅において介護している家族介護者の支援に関する心理学的検討-介護に関する話し合いや勉強会への参加状況と主観的 QOL 及び介護負担感について. 日本大学文理学部人文科学研究科紀要, 75, 175-188, 2005.
- 85) 新鞍真理子, 荒木晴美, 炭谷靖子 : 家族介護者の続柄別にみた介護に対する意識の特徴. 老年社会科学, 30(3), 415-425, 2008.
- 86) 田中清美, 武政誠一, 嶋田智明 : 在宅要介護高齢者を介護する家族介護者の QOL に影響を及ぼす要因. 神戸大学医学部保健学科紀要, 23, 13-22, 2007.
- 87) 米花菜央, 田中千枝子, 生川善雄, 谷亀光則 : 介護負担感に影響を及ぼす諸要因に関する検討-介護負担感尺度を用いた研究の整理を通して. 東海大学健康科学部紀要, 9, 39-50, 2003.
- 88) 厚生労働省 : 閉じこもり予防支援マニュアル. 介護予防マニュアル (改訂版) について. 97-111, 2009.
- 89) 長崎県 : 長崎県版介護予防事業支援マニュアル「閉じこもり・認知症・うつ予防マニュアル」. 1-24, 2008.
- 90) 木村紗矢香, 松田修 : 老いと向き合う対処尺度の作成と検討-信頼性と妥当性の検討. 東京学芸大学紀要, 56, 173-178, 2005.

- 91) 庄司順一：子ども虐待の理解と対応子どもを虐待から守るために．改訂新判版，フ
レーベル館，東京，104-115，2007．
- 92) Lowenthal B，玉井邦夫監訳，森田由美訳：子ども虐待とネグレクト 教師のための
ガイドブック．初版，明石書店，東京，32-44，2008．
- 93) 田口寿子：わが国における Maternal Filicide の現状と防止対策 - 96 例の分析から．
精神神経学雑誌，109(2)．110-127，2007
- 94) 山下春江：産後うつ病の母親への支援．周産期医学，38(5)，545-549，2008．
- 95) 高橋重宏ら：児童虐待防止に効果的な地域セーフティネットのあり方に関する研究．
平成 15 年度厚生労働省科学研究費補助金総括研究報告書，19，2005．
- 96) 加藤曜子ら：家庭支援の一環としての虐待親へのペアレンティングプログラム作成．
平成 15 年度厚生労働省科学研究費補助金総括研究報告書，18-24，2005．
- 97) 松宮透高，井上信次：児童虐待と親のメンタルヘルス問題 児童福祉施設への量的調
査にみるその実態と支援課題．厚生指標，57(10)，6-12，2010
- 98) 井上信次，松宮透高：メンタルヘルス問題のある親による児童虐待へのファミリー
ソーシャルワーカーの認識 資格・経験年数がその問題認識や支援姿勢に及ぼす影響
に焦点を当てて - ．川崎医療福祉学会誌，20(1)，107-116，2010．
- 99) 山下洋，吉田敬子：自己記入式質問紙を活用した産後うつ病の母子訪問地域支援プロ
グラムの検討 - 周産期精神医学の乳幼児虐待発生予防への寄与 - ．子どもの虐待とネ
グレクト，6(2)，218-231，2004．
- 100) 荒井葉子，安武繁，笠置恵子，岡光京子：児童虐待防止のための医療機関と地域保健機
関の看護職の支援と連携．人間と科学 (県立広島大学保健福祉学部誌)，8(1)，101-115，
2008．
- 101) 永谷智恵：子ども虐待の支援に携わる保健師が抱える困難さ．日本小児看護学会誌，
18(2)，16-21，2009．
- 102) 一般社団法人社会調査協会：社会調査事典．初版，丸善出版，東京，254，2014.

図表一覧

図 1	3 件法の IRCCC(Item Response Category Characteristic Curve:項目カテゴリ 反応曲線)シミュレーション	70
図 2	質問項目ごとの IRCCC(項目カテゴリ反応曲線)－3 件法.....	71
図 3	質問項目ごとの IRCCC(項目カテゴリ反応曲線)－4 件法.....	72
図 4	質問項目ごとの IRCCC(項目カテゴリ反応曲線)－5 件法.....	73
図 5	R による尺度, 標本数毎の Kolmogorov-Smirnov の正規性検定	74
図 6	標本数・尺度毎の Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量(箱ひげ図).....	75
図 7	標本数・尺度毎の Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量と尖度との関係(散布図)	76
図 8	44850 組における t 検定の有意確率と 2 種類の検定の有意確率との比較(散布 図).....	77
図 9	44850 組における 2 変数間の算術平均値の差と 2 種類の検定の有意確率の差と の比較(散布図).....	78
図 10	44850 組における 2 変数間の標準偏差の差と 2 種類の検定の有意確率の差と の比較(散布図)(3～5 件法).....	79
図 11	44850 組における 2 変数間の中央値の差と 2 種類の検定の有意確率の差との 比較(散布図)	80
図 12	44850 組における 2 変数間の尖度の差と 2 種類の検定の有意確率の差との比 較(散布図).....	81
図 13	44850 組の 2 変数間の歪度の差と 2 種類の検定の有意確率の差との比較(散布 図).....	82
図 14	3～5 件法の回答の散布図(表 1:質問 1～質問 7).....	83
図 15	3～5 件法の回答の散布図(表 1:質問 8～質問 14).....	84

表 1	各質問項目の度数分布及び基礎統計	85
表 2	回答者の性別	86
表 3	固有値(λ)の減退状況及び因子負荷量(カテゴリカル因子分析)	87
表 4	各項目の識別力・閾値(τ)・困難度(b)(項目反応理論)	88
表 5	最も回答がしやすかった尺度(3～5 件法)	89
表 6	性別と最も回答がしやすかった尺度(3 件法・5 件法)とのクロス表	90
表 7	Excel シミュレーションにより作成したデータの統計量の算術平均値及び標準 偏差	91
表 8	Excel シミュレーションにより作成したデータの統計量の算術平均値及び標準 偏差(外れ値を除く)	92
表 9	Z 統計量と各統計量との関係(Excel シミュレーションデータ)(積率相関係数)	93
表 10	抽出した 300 件の統計量の算術平均値及び標準偏差(Excel シミュレーション データ)	94
表 11	抽出した 300 件について有意差が認められた組数(Excel シミュレーション データ)(t 検定と Mann-Whitney 検定)	95
表 12	各統計量の差と有意確率の差の関係	96
表 13	300 件の標本, 尺度毎の分散分析・F 検定(Excel シミュレーションデータ)	97
表 14	3 件法と 5 件法との回答のクロス表 1 (表 1: 質問 1～質問 8)	98
表 15	3 件法と 5 件法との回答のクロス表 2 (表 1: 質問 9～質問 14)	99
表 16	国際比較調査 回答者の属性と年齢	100
表 17	国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較ー在籍大学への志望動 機(5 件法)	101
表 18	国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較ーソーシャルワーク コースへの志望動機(5 件法) 1	102
表 19	国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較ーソーシャルワーク コースへの志望動機(5 件法)2	103
表 20	国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較ー在籍大学への志望動 機(3 件法)	104
表 21	国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較ーソーシャルワーク コースへの志望動機(3 件法)1	105
表 22	国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較ーソーシャルワーク コースへの志望動機(3 件法)2	106
表 23	国際比較調査 分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との関 連(積率相関係数)	107
表 24	高齢者施設待機者調査 回答者の属性	108
表 25	高齢者施設待機者調査 待機者本人の属性	109
表 26	高齢者施設待機者調査 現状への不満	110
表 27	高齢者施設待機者調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較 1ー「待機者 としてこのまま何ヶ月(何年)もつづくと考えると非常にづらい」	111

表 28	高齢者施設待機者調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較 2-「もう少し、施設からのサポートがほしい」	112
表 29	高齢者施設待機者調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較 3-「現状に満足しており、とくに不満はない」	113
表 30	高齢者施設待機者調査 分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との関係(積率相関係数)	114
表 31	保健師調査 回答者の属性	115
表 32	保健師調査 主成分分析とカテゴリカル主成分分析との比較	116
表 33	保健師調査 主成分得点(主成分分析)とオブジェクトスコア(カテゴリカル主成分分析)との比較(積率相関係数)	117

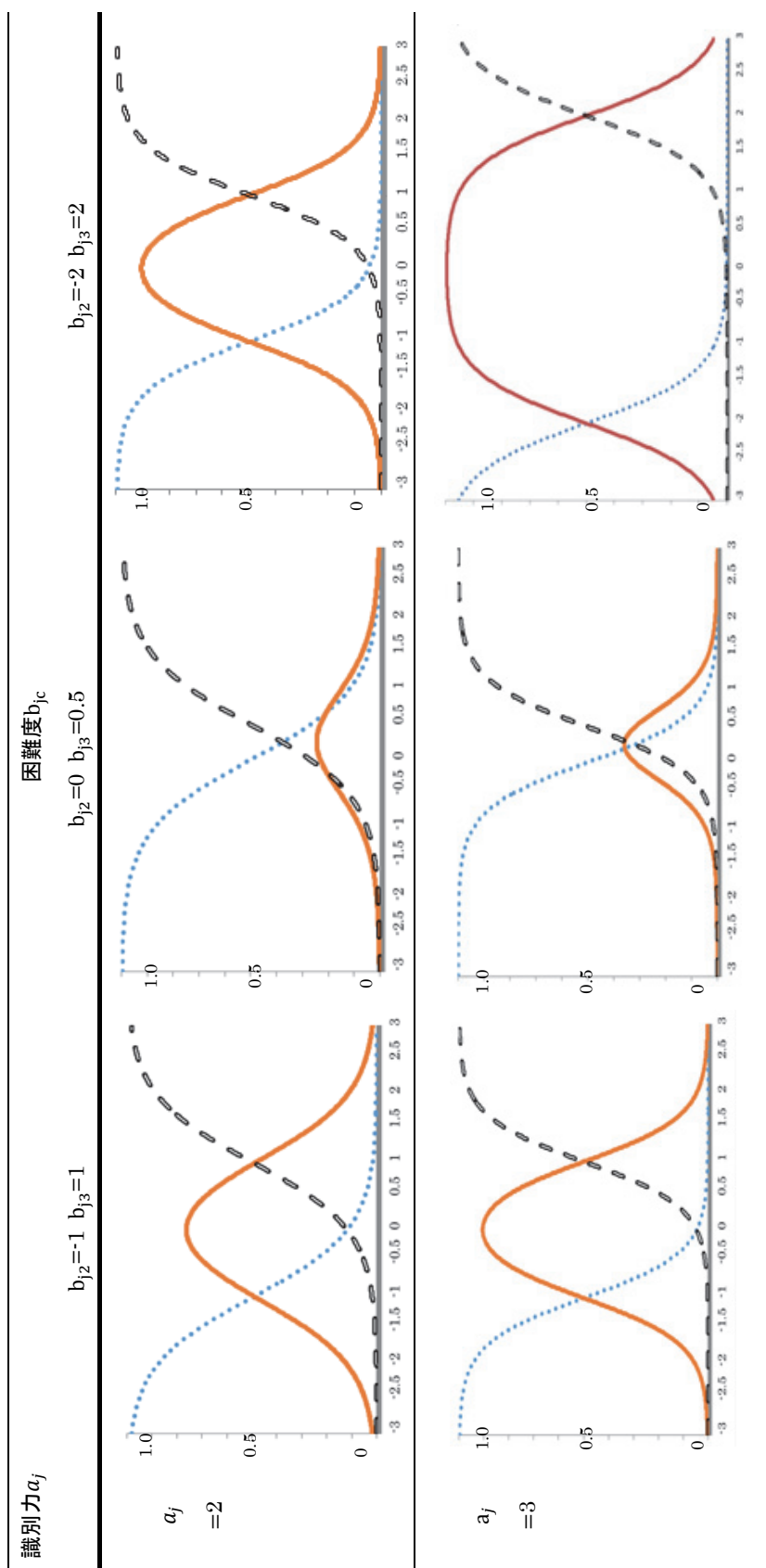


図 1 3 件法の IRCCC(Item Response Category Characteristic Curve:項目カテゴリ反応曲線)シミュレーション

注 1) $p_{jc}(\theta) = \frac{1}{1+\exp[-a_j(\theta-b_{jc})]} - \frac{1}{1+\exp[-a_j(\theta-b_{jc+1})]}$ のシミュレーションである。

注 2) 各図の横軸は能力値(θ)を、縦軸は各カテゴリの出現率(Probability)を意味する。各図の曲線はカテゴリの出現率である。項目反応理論では能力値が高くなるにつれて、「1 思わない」(C1)「2 どちらでもない」(C2)「3 思う」(C3)の順に、それぞれの出現率が高くなると考える。 θ が低い者は、C1 を選択する確率が高くなるが、 θ が高い者は、C3 を選択する確率が高くなる。

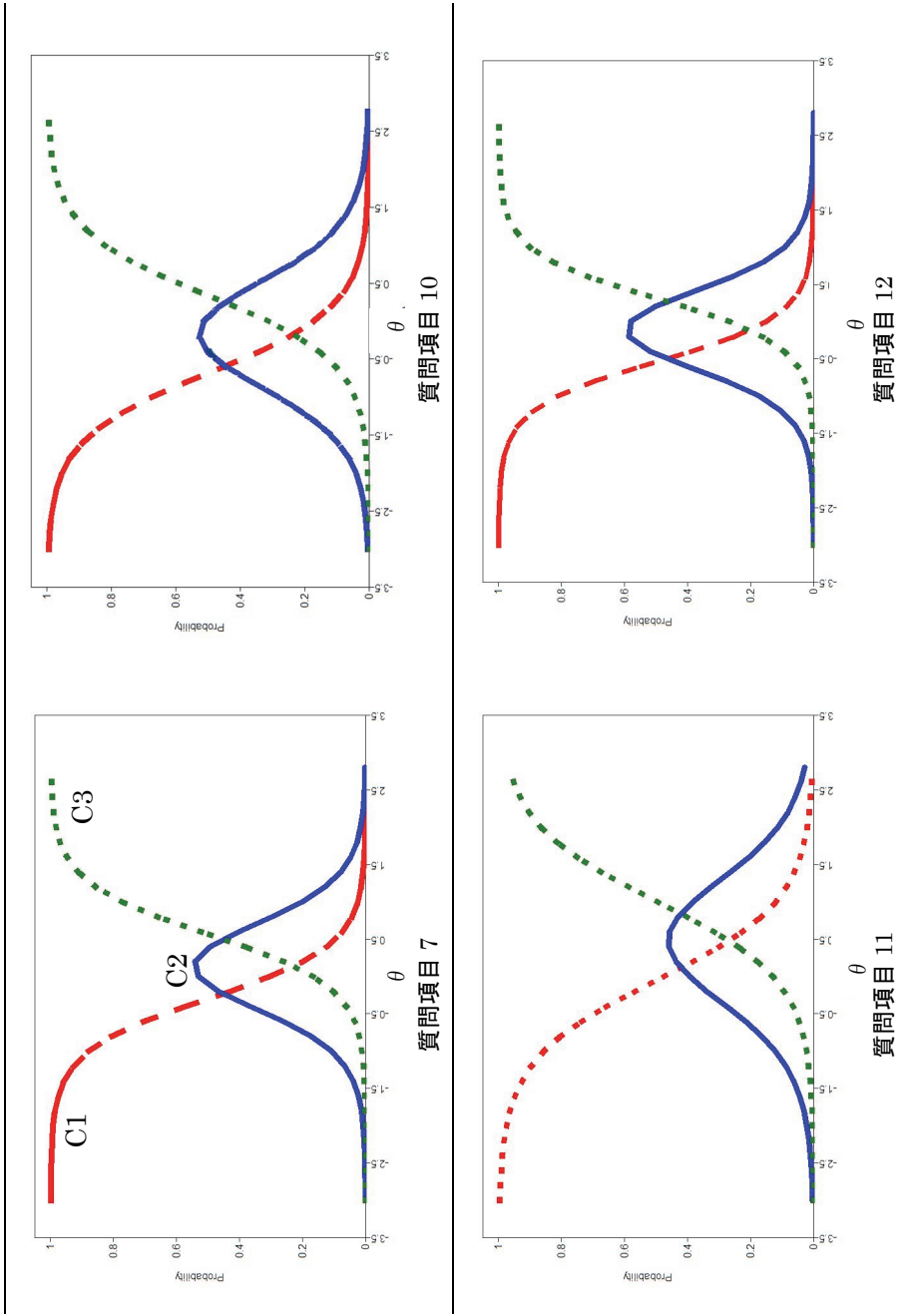
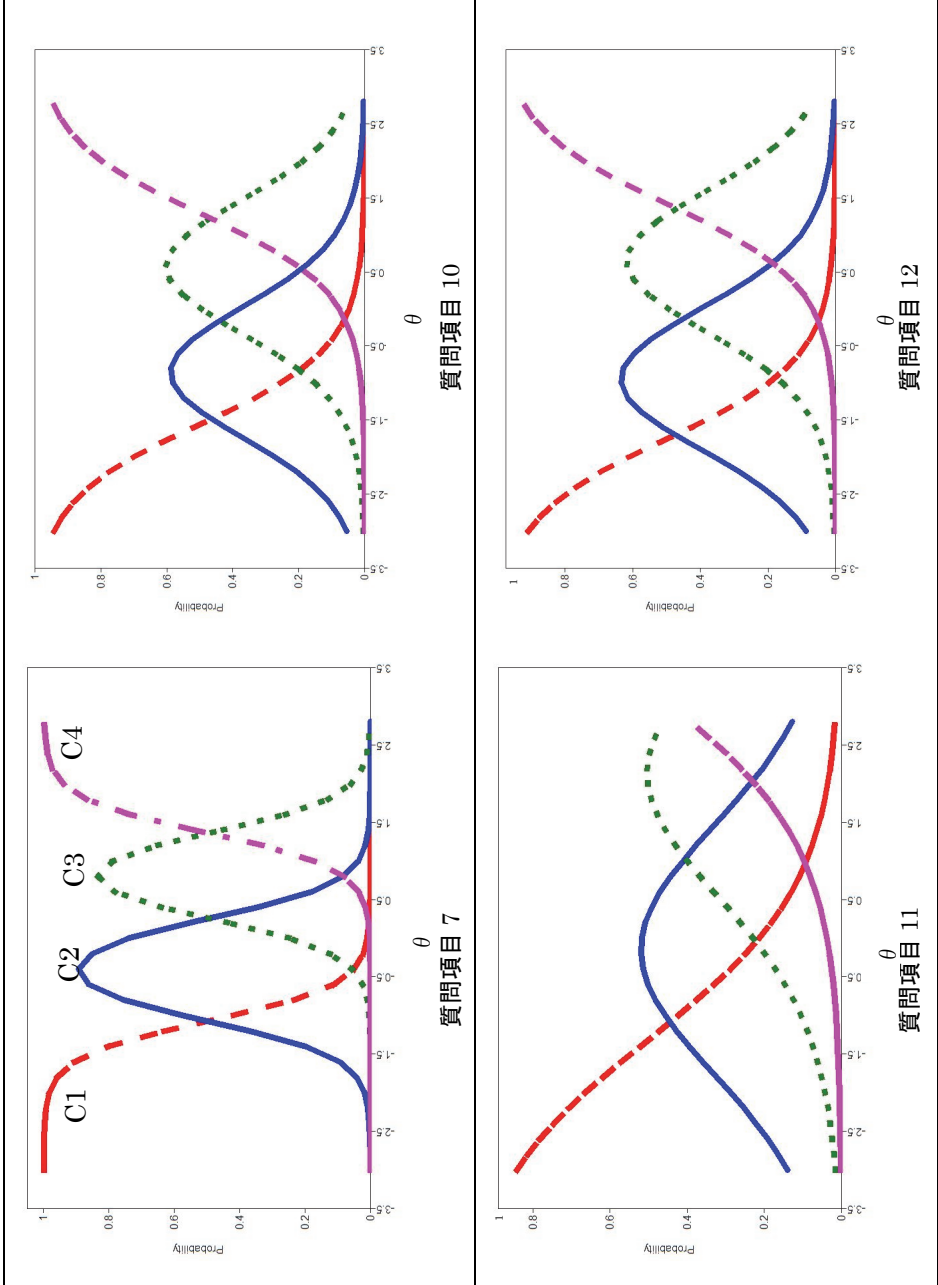
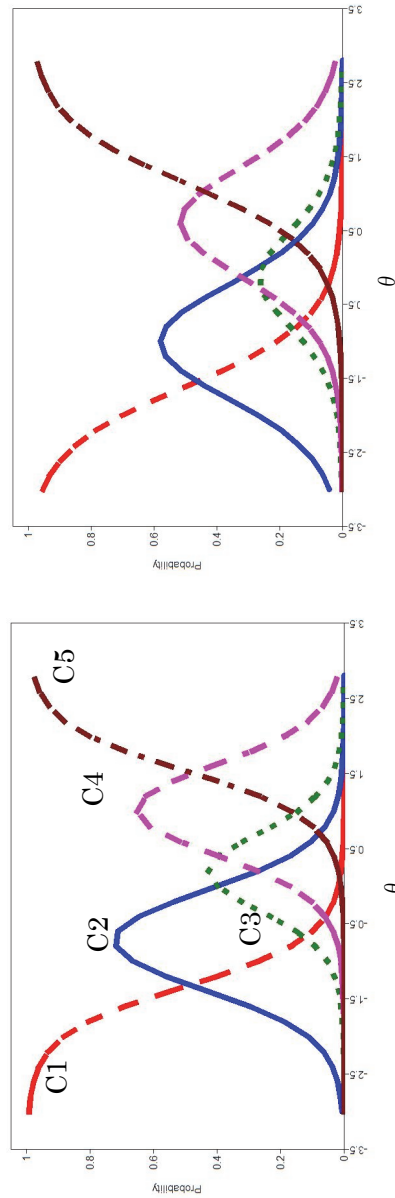
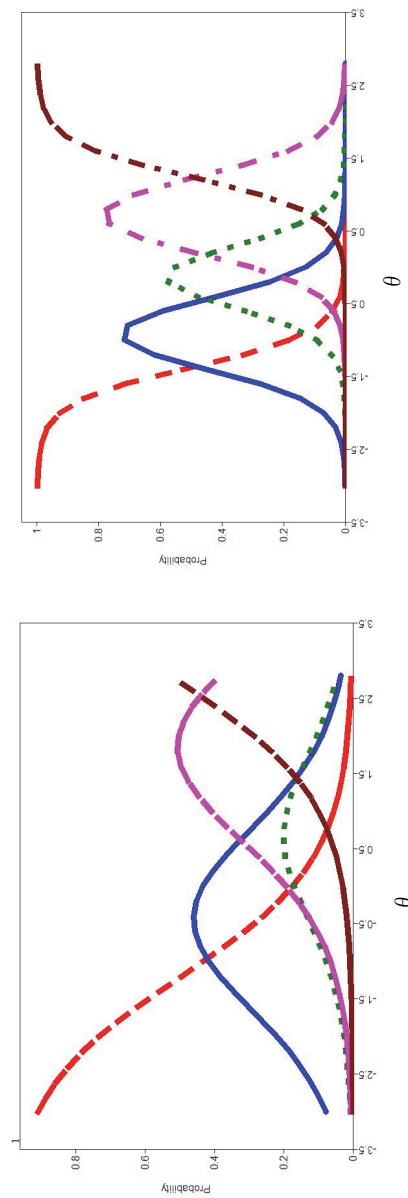


図 2 質問項目ごとの IRCCC(項目カテゴリ反応曲線)－3 件法
 注 1) カテゴリカル因子分析において、項目反応理論の因子構造として妥当であった質問項目 7, 10, 11, 12 についての IRCCC のみを記載した。それ以外の質問項目は分析対象外である。各図の縦軸、横軸及び曲線の解釈は図 1 に準ずる。
 注 2) 「C1 当てはまらない」「C2 どちらでもない」「C3 当てはまる」。C1 から C3 の各カテゴリの交点が左から順に、また均等である場合、等間隔であると認める。





質問項目 10



質問項目 12

図 4 質問項目ごとの IRCCC(項目カテゴリ反応曲線)－5 件法

注 1) 各図の縦軸、横軸及び曲線の解釈は図 1 に準ずる。質問項目の選定は図 2 に準ずる。
 注 2) 「C1 当てはまらない」「C2 あまり当てはまらない」「C3 どちらでもない」「C4 少し当てはまる」「C5 当てはまる」。C1 から C5 の各カテゴリの交点が左から順に、また均等である場合、等間隔であると認める。

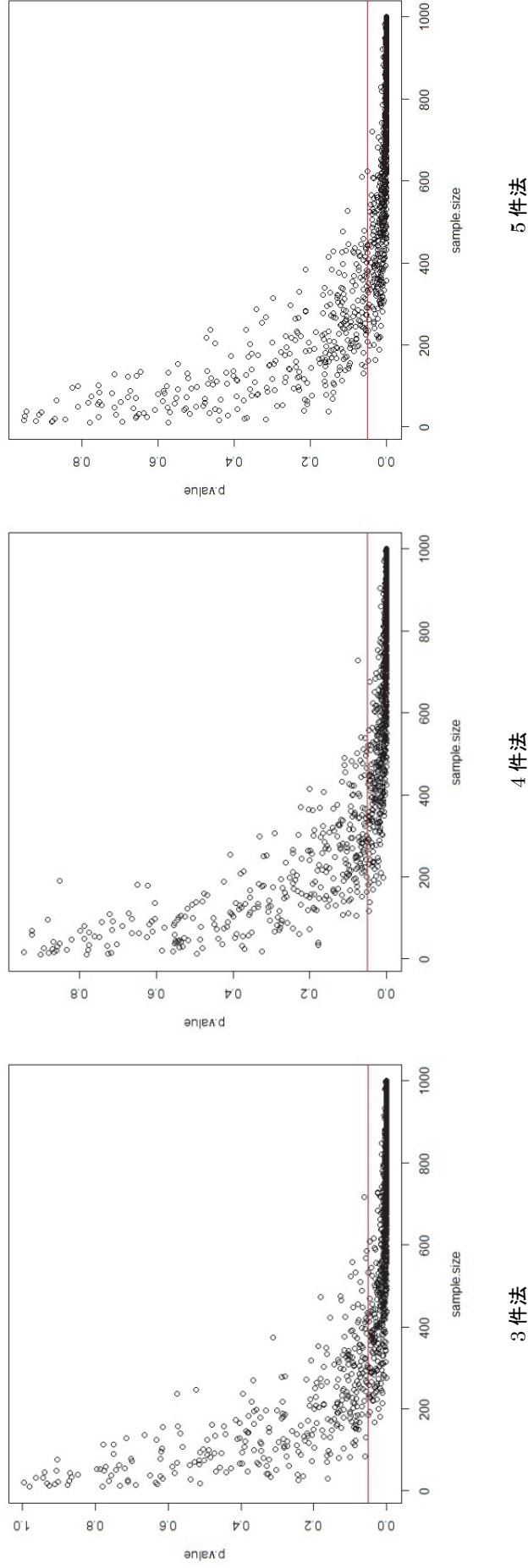


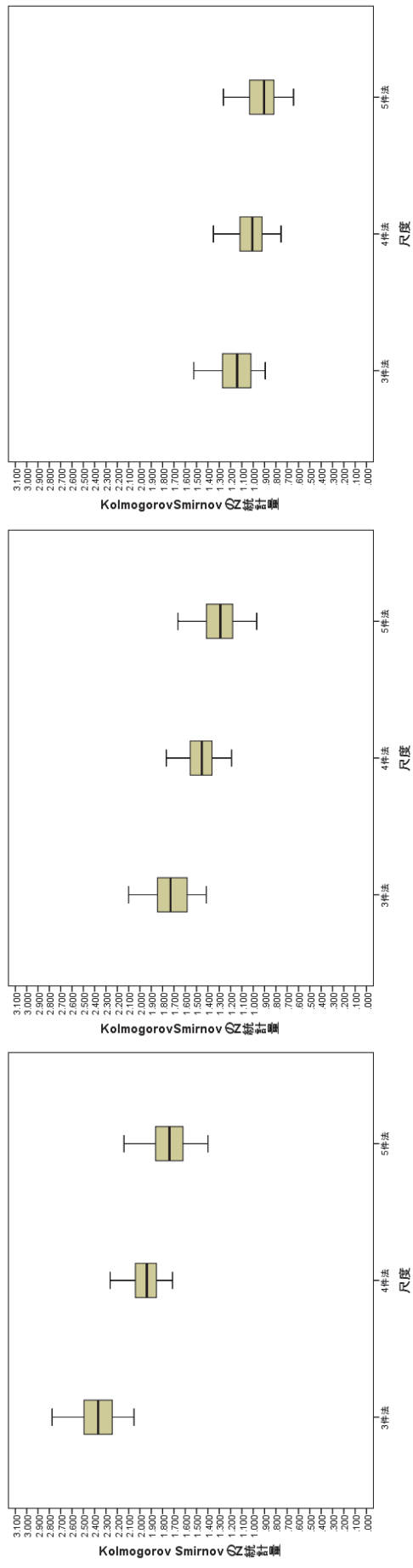
図 5 R による尺度、標本数毎の Kolmogorov-Smirnov の正規性検定

注 1) R によるシミュレーション結果、

注 2) 各尺度を、乱数により 10 標本から 1000 標本まで 1 標本ずつ増加・作成し、それぞれに対して Kolmogorov-Smirnov 検定における有意確率を算出した、

注 3) 横軸は標本数、縦軸は Kolmogorov-Smirnov 検定の有意確率

注 4) 各図の赤線は $p = 0.05$



100 標本 ($F_{(2,2878)}=4013.71, p<0.00$)

50 標本 ($F_{(2,288)}=2077.267, p<0.00$)

20 標本 ($F_{(2,2892)}=742.593, p<0.00$)

図 6 標本数・尺度毎の Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量(箱ひげ図)

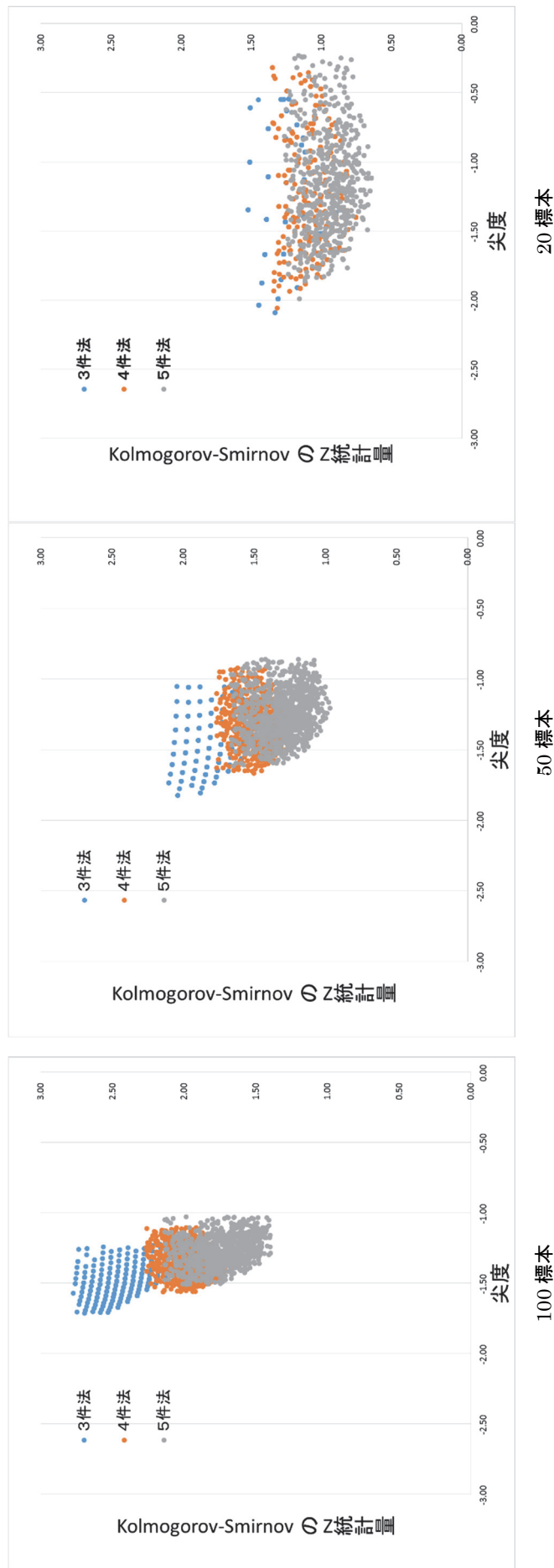


図 7 標本数・尺度毎の Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量と尖度との関係(散布図)

注 1)表 8 のデータのそれぞれの尺度について, Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量(縦軸)と尖度(横軸)を求め, それらの関係の散布図である.
 注 2)それぞれの統計量について 2×標準偏差を超えるものは分析から除外した.

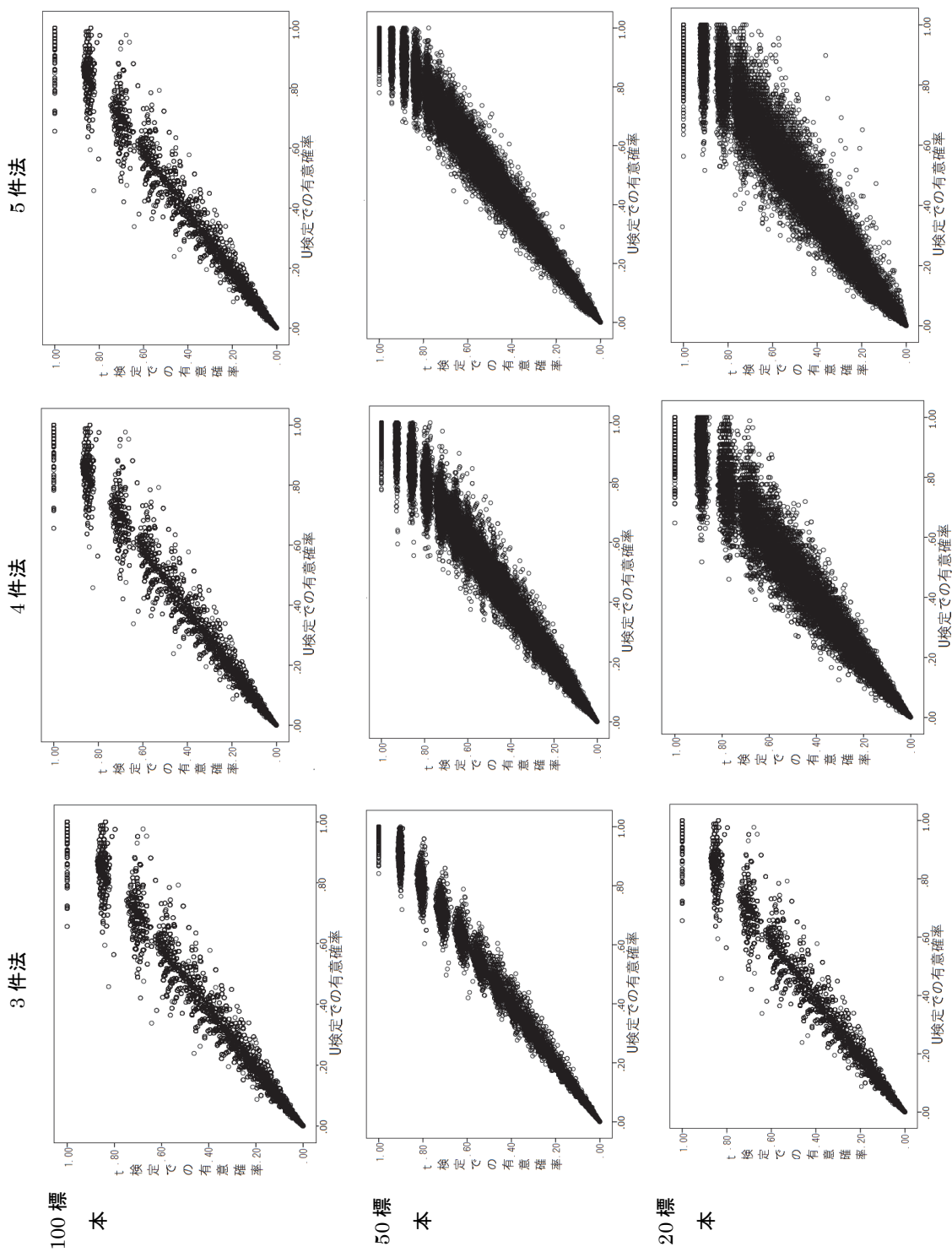


図 8 44850 組における t 検定の有意確率と 2 種類の検定の有意確率との比較(散布図)

注) 横軸：U 検定(Mann-Whitney 検定)での有意確率 縦軸：t 検定での有意確率

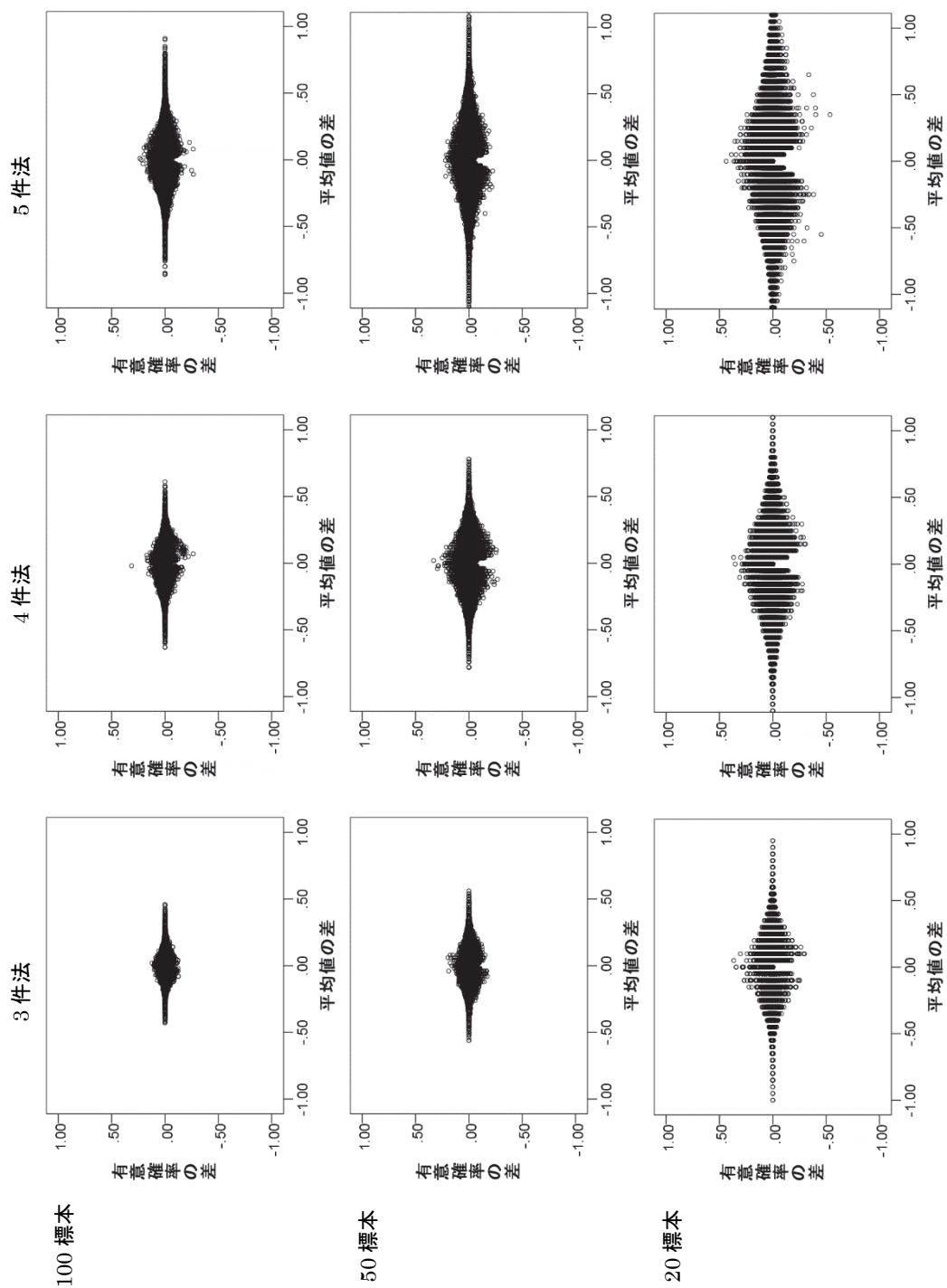


図 9 44850 組における 2 変数間の算術平均値の差と 2 種類の検定の有意確率の差との比較(散布図)

注) 横軸: 2 変数間の算術平均値の差 縦軸: t 検定と U 検定(Mann-Whitney 検定)の有意確率の差

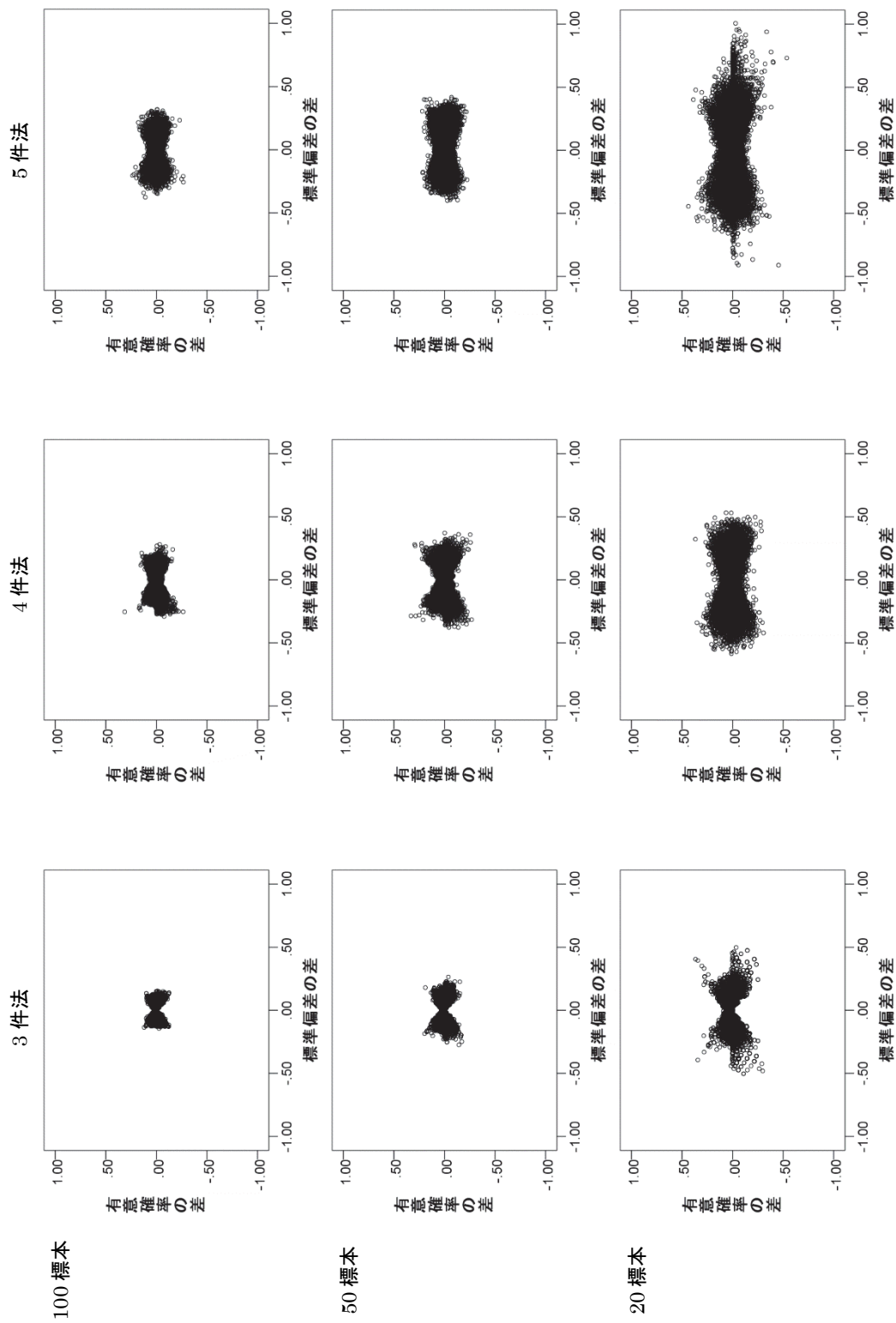


図 10 44850 組における 2 変数間の標準偏差の差と 2 種類の検定の有意確率の差との比較(散布図)(3~5 件法)

注) 横軸: 2 変数間の標準偏差の差 縦軸: t 検定と U 検定(Mann-Whitney 検定)の有意確率の差

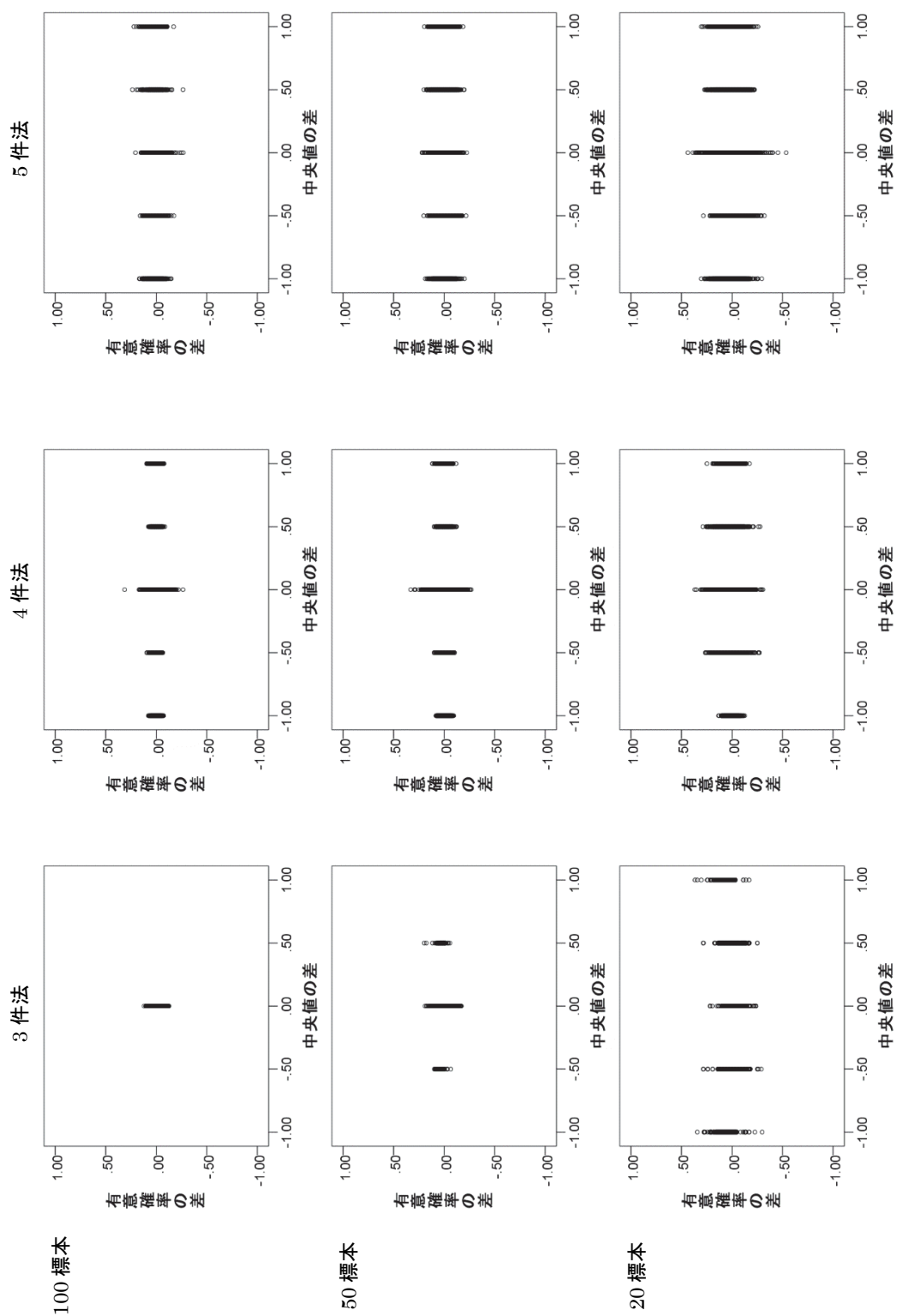


図 11 44850 組における 2 変数間の中央値の差と 2 種類の検定の有意確率の差との比較(散布図)

注) 横軸: 2 変数間の中央値の差 縦軸: t 検定と U 検定(Mann-Whitney 検定)の有意確率の差

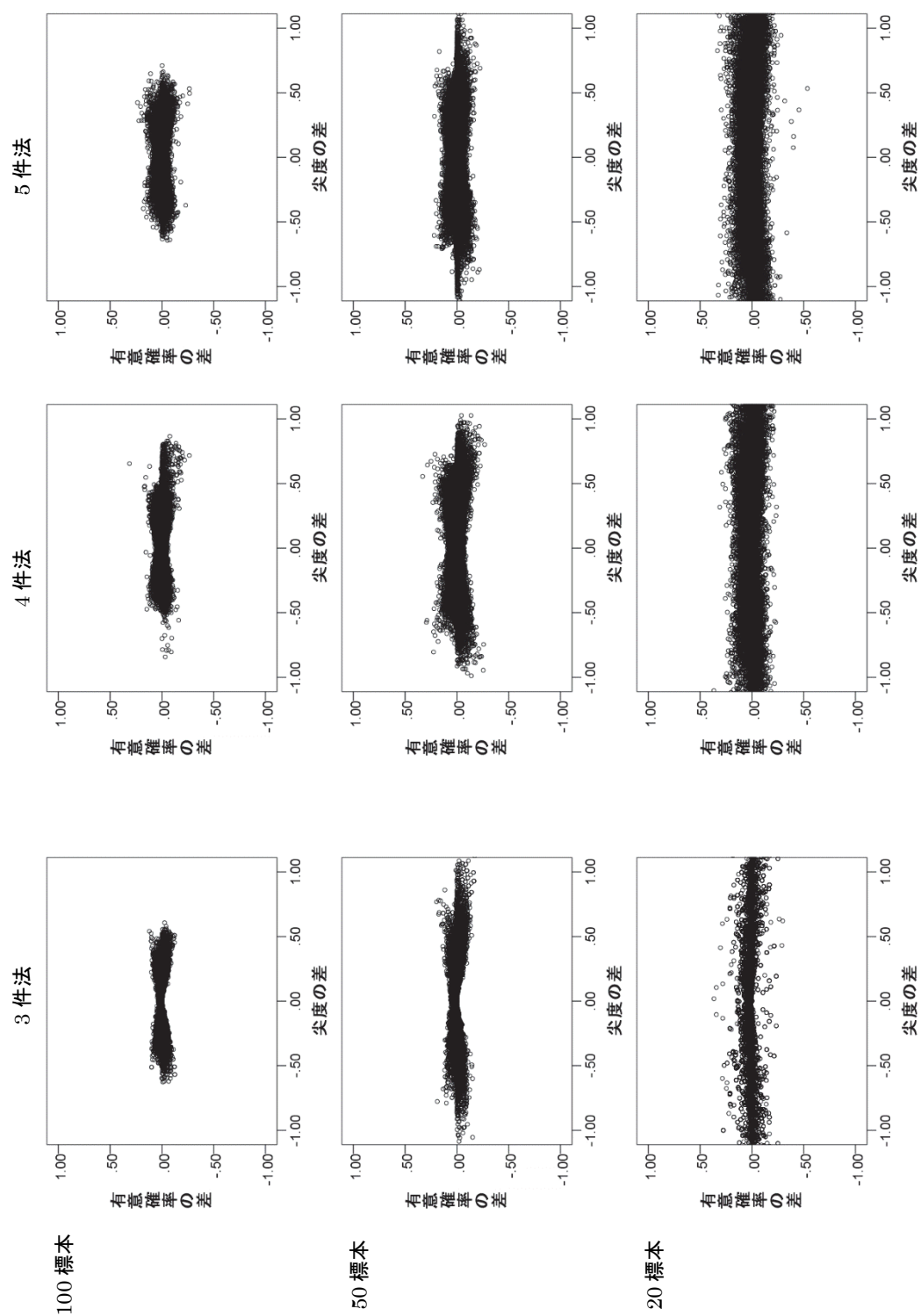


図 12 44850 組における 2 変数間の尖度の差と 2 種類の検定の有意確率の差との比較(散布図)

注) 横軸: 2 変数間の尖度の差 縦軸: t 検定と U 検定(Mann-Whitney 検定)の有意確率の差

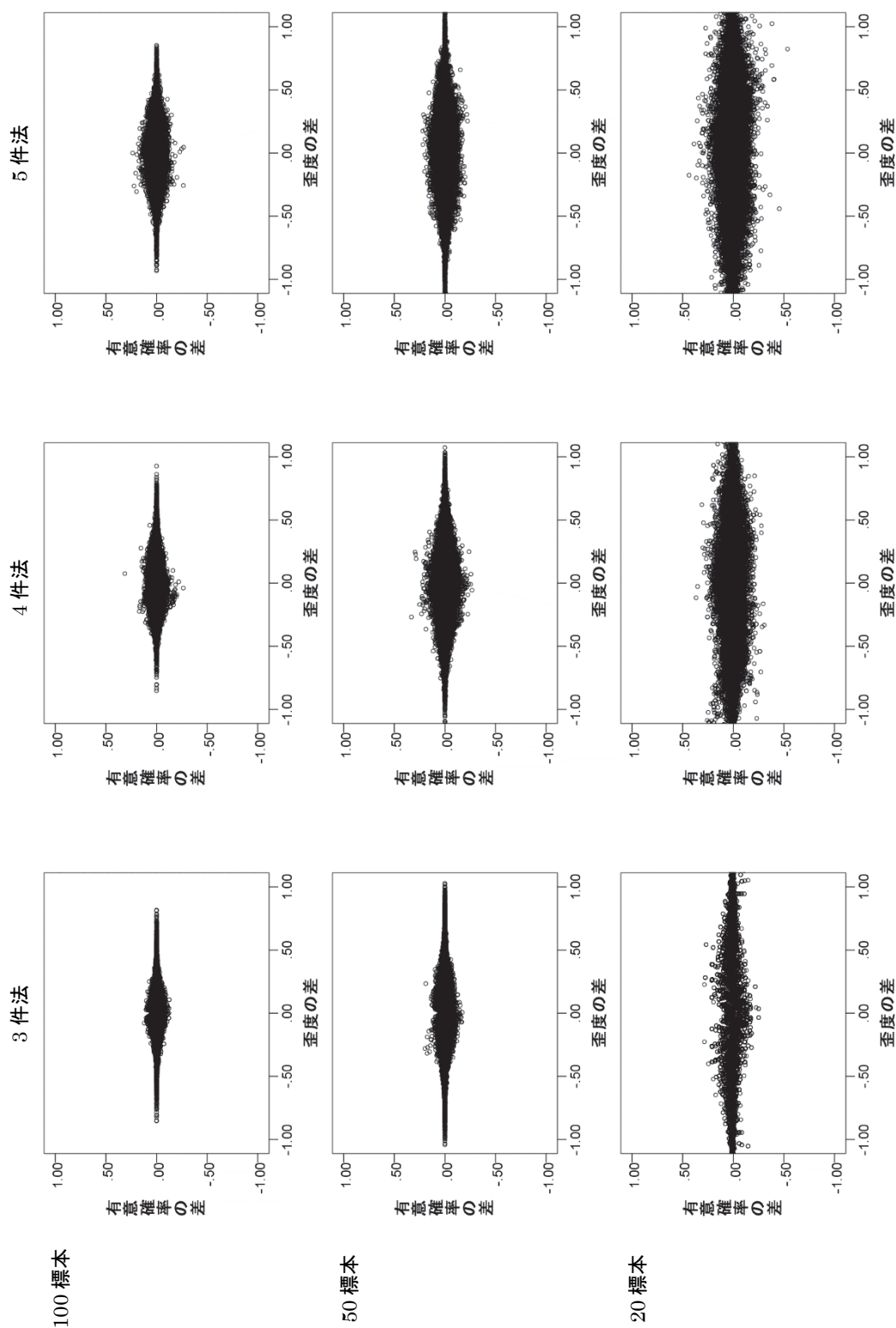
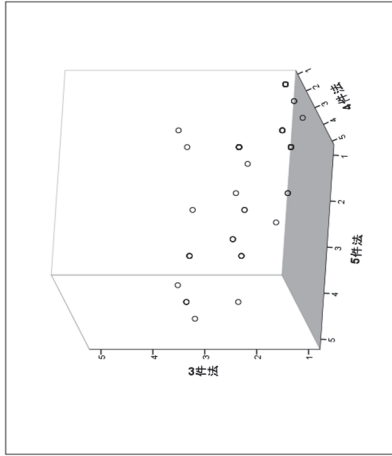
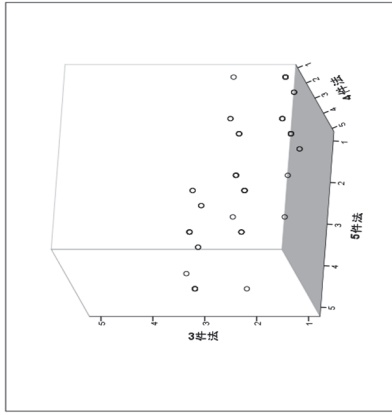


図 13 44850 組の 2 変数間の歪度の差と 2 種類の検定の有意確率の差との比較(散布図)

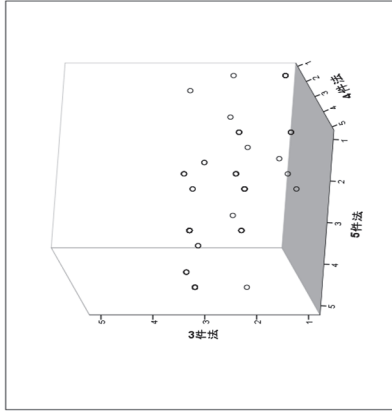
注) 横軸: 2 変数間の歪度の差 縦軸: t 検定と U 検定(Mann-Whitney 検定)の有意確率の差



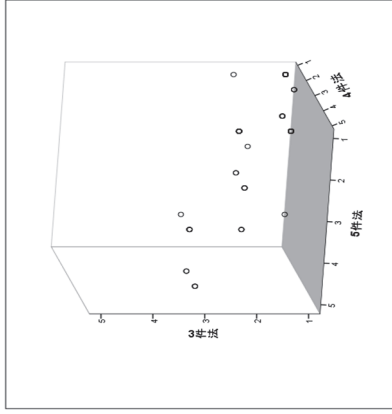
質問 1 $r_{345}=0.713$



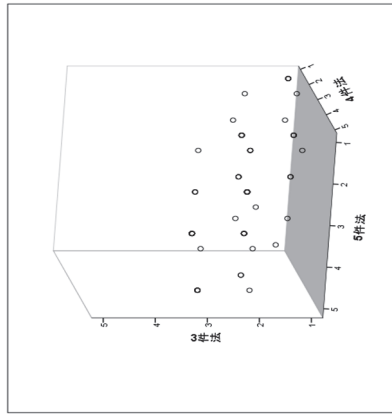
質問 2 $r_{345}=0.802$



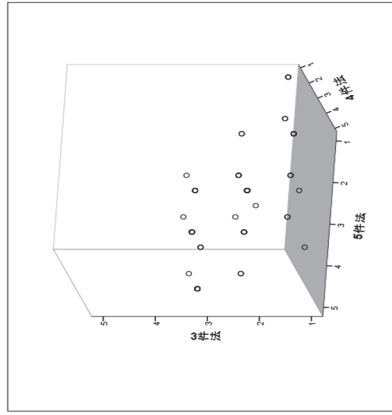
質問 3 $r_{345}=0.707$



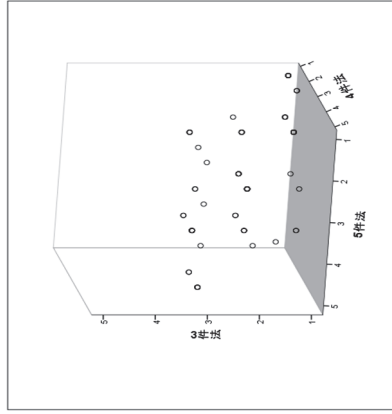
質問 4 $r_{345}=0.807$



質問 5 $r_{345}=0.665$



質問 6 $r_{345}=0.738$



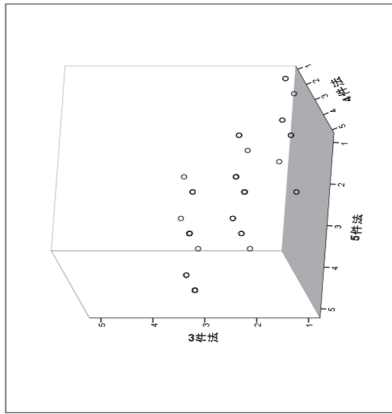
質問 7 $r_{345}=0.667$

図 14 3～5 件法の回答の散布図(表 1:質問 1～質問 7)

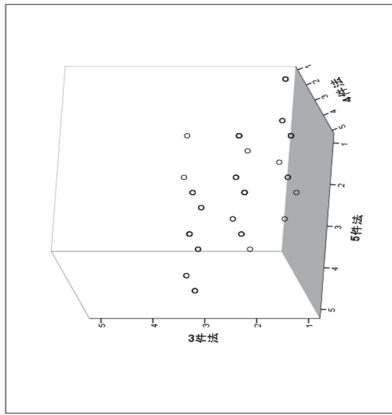
注 1)表 1 の質問項目 1～7 について、3 件法、4 件法、5 件法の回答を散布図に示した。

注 2)表中の r_{345} は 3 次相関係数。

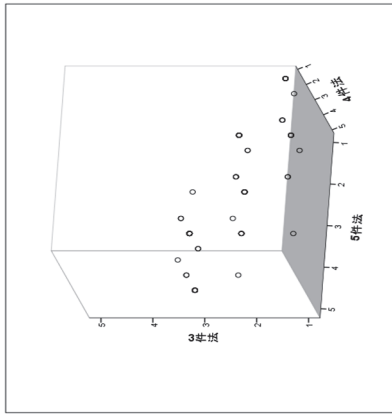
注 3)x 軸:5 件法, y 軸:4 件法, z 軸 3 件法



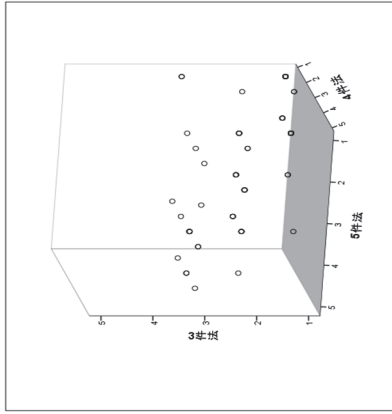
質問 8 $r_{345}=0.756$



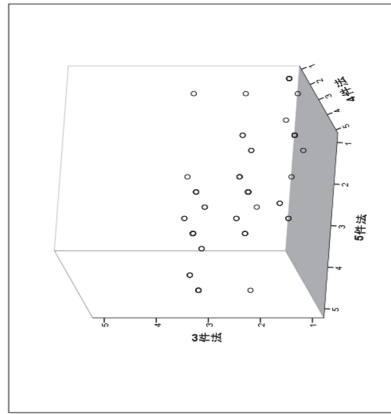
質問 9 $r_{345}=0.753$



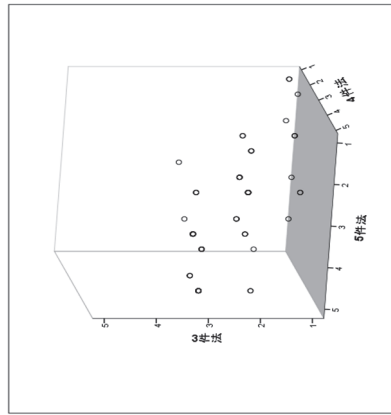
質問 10 $r_{345}=0.811$



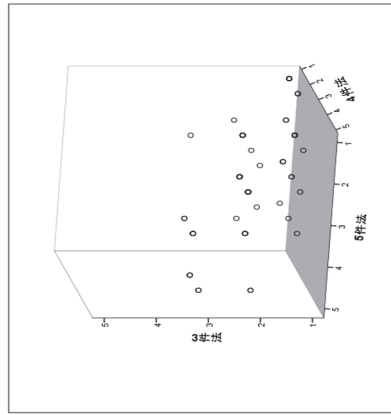
質問 11 $r_{345}=0.651$



質問 12 $r_{345}=0.688$



質問 13 $r_{345}=0.685$



質問 14 $r_{345}=0.607$

図 15 3～5 件法の回答の散布図(表 1:質問 8～質問 14)

注)データ等は図 14 と同様

表 1 各質問項目の度数分布及び基礎統計

	C1		C 2		C 3		C 4		C 5		平均値	中央値	標準偏差
1 自分の将来について不安になった R	52	(58.4)	24	(27.0)	13	(14.6)					1.6	1.0	0.7
	28	(31.5)	42	(47.2)	18	(20.2)	1	(1.1)			1.9	2.0	0.7
	21	(23.6)	43	(48.3)	6	(6.7)	13	(14.6)	6	(6.7)	2.3	2.0	1.2
2 たくさんの友人に相談することが多かった R	36	(40.4)	31	(34.8)	22	(24.7)					1.9	2.0	0.8
	18	(20.2)	35	(39.3)	23	(25.8)	13	(14.6)			2.4	2.0	1.0
	14	(15.7)	27	(30.3)	22	(24.7)	16	(18)	10	(11.2)	2.8	3.0	1.2
3 今の自分は幸せであると感じることが多かった R	12	(13.5)	32	(36)	45	(50.6)					2.4	3.0	0.7
	8	(9.0)	25	(28.1)	38	(42.7)	18	(20.2)			2.7	3.0	0.9
	7	(7.9)	12	(13.5)	25	(28.1)	26	(29.2)	19	(21.3)	3.4	4.0	1.2
4 自分の就職について不安になった	59	(66.3)	19	(21.3)	11	(12.4)					1.5	1.0	0.7
	29	(32.6)	43	(48.3)	14	(15.7)	3	(3.4)			1.9	2.0	0.7
	27	(30.3)	42	(47.2)	5	(5.6)	10	(11.2)	5	(5.6)	2.2	2.0	1.1
5 何をするにも骨折りだと感じるが多かった	18	(20.2)	42	(47.2)	29	(32.6)					2.1	2.0	0.7
	7	(7.9)	23	(25.8)	47	(52.8)	12	(13.5)			2.7	3.0	0.8
	6	(6.7)	20	(22.5)	20	(22.5)	31	(34.8)	12	(13.5)	3.2	3.0	1.2
6 自分は価値のない人間だと感じるが多かった	20	(22.5)	30	(33.7)	39	(43.8)					2.2	2.0	0.8
	6	(6.7)	23	(25.8)	41	(46.1)	19	(21.3)			2.8	3.0	0.8
	4	(4.5)	11	(12.4)	28	(31.5)	29	(32.6)	17	(19.1)	3.5	4.0	1.1
7 目の前の課題に対して、どうしていいかわからなくなることが多かった R	35	(39.3)	26	(29.2)	28	(31.5)					1.9	2.0	0.8
	14	(15.7)	38	(42.7)	28	(31.5)	9	(10.1)			2.4	2.0	0.9
	11	(12.4)	30	(33.7)	19	(21.3)	21	(23.6)	8	(9.0)	2.8	3.0	1.2
8 うれしいと思うことが多かった	11	(12.4)	30	(33.7)	48	(53.9)					2.4	3.0	0.7
	5	(5.6)	23	(25.8)	43	(48.3)	18	(20.2)			2.8	3.0	0.8
	3	(3.4)	9	(10.1)	26	(29.2)	31	(34.8)	20	(22.5)	3.6	4.0	1.0
9 落ち着かないことが多かった	28	(31.5)	30	(33.7)	31	(34.8)					2.0	2.0	0.8
	11	(12.4)	34	(38.2)	30	(33.7)	14	(15.7)			2.5	2.0	0.9
	7	(7.9)	25	(28.1)	26	(29.2)	22	(24.7)	9	(10.1)	3.0	3.0	1.1
10 神経過敏に感じるが多かった R	25	(28.1)	28	(31.5)	36	(40.4)					2.1	2.0	0.8
	11	(12.4)	28	(31.5)	35	(39.3)	15	(16.9)			2.6	3.0	0.8
	9	(10.1)	23	(25.8)	13	(14.6)	27	(30.3)	17	(19.1)	3.2	3.0	1.3
11 勉強が苦痛だと感じるが多かった	43	(48.3)	26	(29.2)	20	(22.5)					2.1	2.0	0.8
	22	(24.7)	40	(44.9)	22	(24.7)	5	(5.6)			2.1	2.0	0.8
	20	(22.5)	32	(36.0)	13	(14.6)	19	(21.3)	5	(5.6)	2.5	2.0	1.2
12 気分が沈み込んで何が起ころうとも気が晴れないように感じるが多かった	28	(31.5)	26	(29.2)	35	(39.3)					2.1	2.0	0.8
	9	(10.1)	32	(36.0)	35	(39.3)	13	(14.6)			2.6	3.0	0.9
	9	(10.1)	20	(22.5)	22	(24.7)	27	(30.3)	11	(12.4)	3.1	3.0	1.2
13 楽しいと思うことが多かった	11	(12.4)	30	(33.7)	48	(53.9)					2.4	3.0	0.7
	4	(4.5)	19	(21.3)	42	(47.2)	24	(27.0)			3.0	3.0	0.8
	3	(3.4)	10	(11.2)	22	(24.7)	34	(38.2)	20	(22.5)	3.7	4.0	1.1
14 自分の将来は明るいと感じることが多かった	32	(36.0)	45	(50.6)	12	(13.5)					1.8	2.0	0.7
	14	(15.7)	44	(49.4)	25	(28.1)	6	(6.7)			2.3	2.0	0.8
	10	(11.2)	25	(28.1)	31	(34.8)	16	(18.0)	7	(7.9)	2.8	3.0	1.1

注 1)3 件法 : 「C1 当てはまらない」「C2 どちらでもない」「C3 当てはまる」. 4 件法 : 「C1 当てはまらない」「C2 あまり当てはまらない」「C3 少し当てはまる」「C4 当てはまる」. 5 件法 : 「C1 当てはまらない」「C2 あまり当てはまらない」「C3 どちらでもない」「C4 少し当てはまる」「C5 当てはまる」. 各変数の 1 段目は 3 件法, 2 段目は 4 件法, 3 段目は 5 件法のデータである.

注 2)数字は人数, 単位は人である. 括弧内の数字は%である. 合計はすべて 89 人(100.0)である.

注 3)R は逆転項目.表中のデータはすべて逆転させた後のものである.

表 2 回答者の性別

	人数	(%)
男性	32	(36.8)
女性	55	(63.2)
合計	87	(100.0)

注)無回答:2 人

表 3 固有値(λ)の減退状況及び因子負荷量(カテゴリカル因子分析)

	3 件法	4 件法	5 件法
λ_1	2.970	2.506	2.772
λ_2	0.485	0.745	0.638
λ_1/λ_2	6.124	3.363	4.344
χ^2	331.142	232.649	430.567
CFI	0.966	1.000	1.000
TLI	0.999	1.016	1.009
RMSEA	0.035	0.000	0.000
回転後の因子負荷量			
7	0.856	0.936	0.866
10	0.793	0.734	0.755
11	0.740	0.481	0.549
12	0.874	0.681	0.897

注 1)7, 10, 11, 12 は質問項目番号. 表 1 参照.

注 2) λ_1/λ_2 : 固有値の減退状況.

注 3)CFI: Comparative Fit Index. モデルの適合度を示す指標.
0~1.0 の範囲を取り, 0.95 以上がモデルの基準となる.

注 4)TLI: Tucker-Levis index. モデルの適合度を示す指標. おおよそ 0~1.0 の範囲を取り, 0.95 以上がモデルの基準となる. 1.0 を超える場合もある.

注 5)RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation. モデル分布と真の分布との乖離を示す指標. 0~ ∞ の範囲を取り, 0.05 以下がモデルの基準となる.

表 4 各項目の識別力・閾値(τ)・困難度(b)(項目反応理論)

質問 項目	尺度	識別力	SE	τ_1	τ_2	τ_3	τ_4	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5
7	3	2.825	0.858	-1.735	0.995			-1.735	-0.370	0.995		
	4	4.320	2.473	-4.649	1.082	5.876		-4.649	-1.784	3.479	5.876	
	5	3.010	0.651	-4.004	-0.341	1.488	4.609	-4.004	-2.173	0.574	3.049	4.609
10	3	2.300	0.577	-1.576	0.775			-1.576	-0.401	0.775		
	4	1.926	0.464	-3.003	-0.296	2.485		-3.003	-1.650	1.095	2.485	
	5	2.189	0.497	-3.525	-0.870	0.200	2.491	-3.525	-2.198	-0.335	1.346	2.491
11	3	0.993	-1.303	1.003	3.220			1.003	2.112	3.220		
	4	0.915	0.314	-1.292	1.008	3.225		-1.292	-0.142	2.117	3.225	
	5	1.280	0.381	-1.557	0.433	1.245	3.475	-1.557	-0.562	0.839	2.360	3.475
12	3	1.848	0.480	-1.101	1.899			-1.101	0.399	1.899		
	4	1.749	0.590	-3.247	-0.254	2.623		-3.247	-1.751	1.185	2.623	
	5	4.039	1.247	-5.548	-1.870	0.782	4.993	-5.548	-3.709	-0.544	2.888	4.993

注 1)カテゴリカル因子分析において、項目反応理論の因子構造として妥当であった質問項目 7,10,11,12 についてのみ記載した。

注 2)SE: 標準誤差

注 3)3 件法: $\tau_1 = b_1$, $(\tau_1 + \tau_2)/2 = b_2$, $\tau_3 = b_3$

注 4)4 件法: $\tau_1 = b_1$, $(\tau_1 + \tau_2)/2 = b_2$, $(\tau_2 + \tau_3)/2 = b_3$, $\tau_4 = b_4$

注 5)5 件法: $\tau_1 = b_1$, $(\tau_1 + \tau_2)/2 = b_2$, $(\tau_2 + \tau_3)/2 = b_3$, $(\tau_3 + \tau_4)/2 = b_4$, $\tau_5 = b_5$

注 6)識別力: Discrimination parameter もしくは Slope parameter. 各項目が、どの程度対象者の能力(θ)を反映しているかを示す指標。

注 7)困難度: Difficulty parameter. あるカテゴリと次のカテゴリとの出現率が 50%になる位置を示す。

表 5 最も回答がしやすかった尺度(3～5 件法)

	人数	(%)
5-4-3	23	(29.9)
5-3-4	20	(26.0)
3-4-5	13	(16.9)
3-5-4	12	(15.6)
4-5-3	5	(6.5)
4-3-5	4	(5.2)
合計	77	(100.0)

注1)3桁の数字は回答のしやすさを順に並べたものである.例えば「5-4-3」は5件法が最も回答しやすく,3が最も回答しにくかったことを意味する.

注2)無回答:12人

表 6 性別と最も回答がしやすかった尺度(3 件法・5 件法)とのクロス表

	最も回答がしやすかった尺度		
	3 件法	5 件法	合計
男性	13 (52.0)	12 (48.0)	25 (100.0)
女性	12 (27.9)	31 (72.1)	43 (100.0)
合計	25 (36.8)	43 (63.2)	68 (100.0)

注 1)4 件法は少数のため除去した。

注 2)数字は人数，単位は人である．括弧内の数字は%である．

注 3) $\chi^2=3.947, p < 0.05$

表 7 Excel シミュレーションにより作成したデータの統計量の算術平均値及び標準偏差

	算術平均値 (標準偏差)	中央値 (標準偏差)	歪度 (標準偏差)	尖度 (標準偏差)	標準偏差 (標準偏差)	Z 統計量 (標準偏差)
100 標本						
3 件法	2.00 (0.08)	2.00 (0.00)	0.00 (0.15)	-1.47 (0.12)	0.81 0.03	2.40 (0.19)
4 件法	2.50 (0.11)	2.50 (0.48)	0.00 (0.15)	-1.34 (0.12)	1.12 0.05	1.97 (0.15)
5 件法	3.00 (0.15)	3.00 (0.23)	0.00 (0.15)	-1.26 (0.12)	1.41 0.62	1.76 (0.19)
50 標本						
3 件法	2.00 (0.11)	2.00 (0.07)	0.00 (0.21)	-1.44 (0.20)	0.81 0.04	1.75 (0.18)
4 件法	2.50 (0.16)	2.48 (0.47)	0.00 (0.22)	-1.30 (0.19)	1.11 0.07	1.49 (0.15)
5 件法	3.00 (0.21)	3.00 (0.39)	0.00 (0.21)	-1.24 (0.19)	1.40 0.09	1.32 (0.17)
20 標本						
3 件法	2.00 (0.18)	2.01 (0.34)	0.00 (0.36)	-1.33 (0.40)	0.79 0.07	1.20 (0.17)
4 件法	2.50 (0.25)	2.60 (0.49)	0.00 (0.36)	-1.19 (0.55)	1.09 0.11	1.04 (0.16)
5 件法	3.00 (0.33)	3.00 (0.58)	0.00 (0.27)	-1.11 (0.44)	1.37 0.14	0.93 (0.19)

注 1) Randombetween 関数によって得られたデータの統計量. 件法は 1~3, 4 件法は 1~5 の乱数によって各標本 1000 件(100 標本×1000 件, 50 標本×1000 件, 100 標本×1000 件)作成した. 表中の各統計量は, 1000 件の統計量の算術平均値及び標準偏差である.

注 2) 標準偏差は母集団であると考え, Excel 関数 STDEV.P による値である.

注 3) Z 統計量は Kolmogorov-Smirnov の Z 統計量である.

表 8 Excel シミュレーションにより作成したデータの統計量の算術平均値及び標準偏差 (外れ値を除く)

	算術 平均値(n)	(標準偏差)	中央値 (n)	(標準偏差)	歪度 (n)	(標準偏差)	尖度 (n)	(標準偏差)	標準 偏差(n)	Z 統計量 (n)	(標準偏差)
100 標本											
3 件法	2.00(956)	(0.07)	2.00 (1000)	(0.00)	0.00(959)	(0.13)	-1.48(956)	(0.11)	0.82(948)	2.38(961)	(0.17)
4 件法	2.50(951)	(0.10)	2.50 (1000)	(0.48)	0.00(959)	(0.13)	-1.34(959)	(0.10)	1.12(956)	1.95(960)	(0.13)
5 件法	3.00(948)	(0.13)	3.00(927)	(0.00)	0.00(954)	(0.13)	-1.28(960)	(0.11)	1.41(957)	1.75(960)	(0.17)
50 標本											
3 件法	2.00(958)	(0.11)	2.00 (995)	(0.00)	0.00(952)	(0.19)	-1.46(957)	(0.17)	0.81(957)	1.74(966)	(0.16)
4 件法	2.50(957)	(0.14)	2.48(1000)	(0.47)	0.00(951)	(0.19)	-1.33(962)	(0.16)	1.11(956)	1.46(958)	(0.13)
5 件法	3.01(953)	(0.18)	3.00 (871)	(0.15)	0.00(956)	(0.19)	-1.25(963)	(0.17)	1.40(957)	1.30(967)	(0.15)
20 標本											
3 件法	2.00(961)	(0.16)	2.00(881)	(0.00)	0.00(958)	(0.32)	-1.37(967)	(0.36)	0.79(970)	1.17(968)	(0.15)
4 件法	2.50(946)	(0.21)	2.50(972)	(0.46)	0.00(954)	(0.32)	-1.25(953)	(0.34)	1.09(954)	1.03(960)	(0.14)
5 件法	3.00(658)	(0.29)	3.00(970)	(0.57)	0.00(951)	(0.32)	-1.17(960)	(0.34)	1.37(954)	0.92(967)	(0.14)

注 1)表 7 の統計量について 2 標準偏差を超えるものを外れ値とし、それを除いた統計量である。

注 2)他の表記は表 7 に準ずる。

注 3)n:外れ値を除いたデータ数

表 9 Z 統計量と各統計量との関係(Excel シミュレーションデータ)(積率相関係数)

		Z 統計量	
100 標本	3 件法	算術平均値	-0.034 (938)
		歪度	0.030 (936)
		尖度	-0.498**(922)
		標準偏差	0.602**(917)
	4 件法	算術平均値	-0.011 (925)
		歪度	0.043 (932)
		尖度	0.161**(924)
		標準偏差	-0.099**(918)
	5 件法	算術平均値	-0.008 (916)
		歪度	-0.027 (929)
		尖度	-0.304**(922)
		標準偏差	0.162**(919)
50 標本	3 件法	算術平均値	0.005 (941)
		歪度	-0.010 (939)
		尖度	-0.392**(927)
		標準偏差	0.526**(927)
	4 件法	算術平均値	-0.045 (926)
		歪度	0.012 (928)
		尖度	0.151**(930)
		標準偏差	-0.055**(921)
	5 件法	算術平均値	0.036 (923)
		歪度	-0.025 (931)
		尖度	-0.166**(935)
		標準偏差	0.100**(926)
20 標本	3 件法	算術平均値	0.026 (946)
		歪度	-0.038 (948)
		尖度	-0.013 (944)
		標準偏差	0.180 (917)
	4 件法	算術平均値	0.016 (916)
		歪度	-0.024 (922)
		尖度	0.108**(924)
		標準偏差	-0.015 (922)
	5 件法	算術平均値	0.020 (933)
		歪度	0.013 (932)
		尖度	-0.066* (936)
		標準偏差	0.080* (919)

注 1) 表 8 のデータのそれぞれの尺度について各統計量間の積率相関係数を求めた。

注 2) 中央値は除外した。括弧内はデータ数

注 3) **:p<0.01 *:p<0.05

表 10 抽出した 300 件の統計量の算術平均値及び標準偏差(Excel シミュレーションデータ)

	算術平均値	(標準 偏差)	中央値	(標準 偏差)	歪度	(標準 偏差)	尖度	(標準 偏差)	標準 偏差	(標準 偏差)
100 標本										
3 件法	2.00	(0.08)	2.00	(0.00)	0.01	(0.15)	-1.47	(0.12)	0.81	(0.03)
4 件法	2.49	(0.11)	2.48	(0.48)	0.01	(0.15)	-1.34	(0.12)	1.12	(0.05)
5 件法	3.00	(0.16)	3.00	(0.25)	0.01	(0.16)	-1.26	(0.12)	1.41	(0.06)
50 標本										
3 件法	2.00	(0.11)	2.00	(0.04)	0.01	(0.21)	-1.46	(0.18)	0.82	(0.04)
4 件法	2.48	(0.16)	2.44	(0.47)	0.03	(0.21)	-1.32	(0.19)	1.12	(0.07)
5 件法	3.02	(0.21)	3.03	(0.39)	-0.02	(0.22)	-1.23	(0.19)	1.41	(0.09)
20 標本										
3 件法	2.00	(0.19)	2.00	(0.32)	0.00	(0.35)	-1.34	(0.40)	0.81	(0.07)
4 件法	2.46	(0.23)	2.47	(0.48)	0.02	(0.31)	-1.24	(0.39)	1.12	(0.11)
5 件法	3.00	(0.34)	3.00	(0.59)	0.00	(0.36)	-1.09	(0.46)	1.40	(0.14)

注 1)表 7 で作成したデータから Randombetween 関数によって得られた乱数を与え、乱数の昇順に並べ、上位 300 件を抽出したデータの統計量 300 件(100 標本×300 件, 50 標本×300 件, 20 標本×300 件)の統計量の算術平均値及び標準偏差である。

注 2)標準偏差は標本抽出した標本であると考え Excel 関数 STDEV.S による値である。

表 11 抽出した 300 件について有意差が認められた組数(Excel シミュレーションデータ) (t 検定と Mann-Whitney 検定検定)

5%水準			1%水準				
	t 検定	Mann-Whitney 検定	両検定ともに有意差あり	t 検定	Mann-Whitney 検定	両検定ともに有意差あり	
100 標本	3 件法	2159 (4.8)	2091 (4.7)	2067 (4.6)	433 (1.0)	404 (0.9)	402 (0.9)
	4 件法	2185 (4.9)	2186 (4.9)	2119 (4.7)	459 (1.0)	450 (1.0)	431 (1.0)
	5 件法	3445 (7.7)	3481 (7.8)	3346 (7.5)	696 (1.6)	929 (2.1)	904 (2.0)
50 標本	3 件法	2335 (5.2)	2392 (5.3)	2225 (5.0)	295 (0.7)	385 (0.9)	295 (0.7)
	4 件法	1435 (3.2)	1207 (2.7)	1188 (2.7)	105 (0.2)	155 (0.4)	104 (0.2)
	5 件法	2856 (6.4)	3195 (7.1)	2754 (6.1)	652 (1.5)	754 (1.7)	611 (1.4)
20 標本	3 件法	1919 (4.3)	2010 (4.5)	1897 (4.2)	251 (0.6)	275 (0.6)	250 (0.6)
	4 件法	1962 (4.4)	2061 (4.6)	1926 (4.3)	298 (0.7)	326 (0.7)	290 (0.7)
	5 件法	2911 (6.5)	3047 (6.8)	2844 (6.3)	714 (1.6)	767 (1.7)	701 (1.6)

注 1)データ 300 件から、2 個ずつを抽出し、すべての組合せについて t 検定及び Mann-Whitney 検定検定を行い、 $_{300}C_2=44,850$ 組についてその結果を比較した。

注 2)両検定ともに有意差あり：それぞれの検定について 5%と 1%を有意水準とした場合の有意差検定について、両検定ともに、有意差があると認められた個数

注 3)単位：組，括弧内は%

表 12 各統計量の差と有意確率の差の関係

			算術平均値の差		標準偏差の差		中央値の差		尖度の差		歪度の差	
			大	小	大	小	大	小	大	小	大	小
有意確率の差	100	3 件法		+	++	--	/	/	+	--	-	+
	標本	4 件法	--	+	+	-	/	/	+	-	-	+
		5 件法	--	+	+	-	/	/	+	-	-	+
	50	3 件法	--	+	++	--	/	/	+	-	-	+
	標本	4 件法	--	+	+	-	/	/	+	-	-	+
		5 件法	--	+	+	-	/	/	+	-	-	+
	20	3 件法	--	+	++	--	/	/	/	/	/	/
	標本	4 件法	--	+	+	-	/	/	/	/	/	/
		5 件法	--	+	+	-	/	/	/	/	/	/

注 1) 44,850 組のすべての組合せにおける 2 変数間の算術平均値, 標準偏差, 中央値, 尖度, 歪度の差と t 検定と Mann-Whitney 検定検定での有意確率の差の関係である。

注 2) 参照: 図 9, 図 10, 図 11, 図 12, 図 13

注 3) 大: 統計量の差が大きくなる。小: 統計量の差が小さくなる

注 4) ++: 値が特に大きくなる。+: 値が大きくなる。 -: 値が小さくなる。 --: 値が特に小さくなる。

/: 変化なし

表 13 300 件の標本，尺度毎の分散分析・F 検定(Excel シミュレーションデータ)

		F 値の算術平均値 (標準偏差)		5%水準以下の度数 (%)	
100 標本	3 件法	1.077	(0.122)	44834	(99.96)
	4 件法	1.100	(0.104)	44436	(99.08)
	5 件法	1.106	(0.095)	44546	(99.32)
	合計	1.094	(0.317)		
50 標本	3 件法	1.110	(0.174)	44734	(99.74)
	4 件法	1.149	(0.153)	44504	(99.23)
	5 件法	1.154	(0.136)	44698	(99.66)
	合計	1.134	(0.157)		
20 標本	3 件法	1.201	(0.336)	44535	(99.30)
	4 件法	1.273	(0.282)	44343	(99.87)
	5 件法	1.283	(0.324)	44249	(98.66)
	合計	1.253	(0.137)		

注 1)F 値は有意差検定を行った 2 つ変数の分散比である。

注 2)2 つの変数について，両変数が $df=99$ の時 $F(0.05)=1.40$ ， $df=49$ の時 $F(0.05)=1.60$ ，
 $df=19$ の時， $F(0.05)=2.12$ である。

表 14 3 件法と 5 件法との回答のクロス表 1 (表 1:質問 1～質問 8)

	5 件法		1	2	3	4	5	合計
	3 件法							
質問 1	1	21 (40.4)	28 (53.8)	2 (3.8)	1 (1.9)	0 (0.0)	52 (100.0)	
	2	0 (0.0)	13 (54.2)	3 (12.5)	7 (29.2)	1 (4.2)	24 (100.0)	
	3	0 (0.0)	2 (15.4)	1 (7.7)	5 (38.5)	5 (38.5)	13 (100.0)	
	合計	21 (23.6)	43 (48.3)	6 (6.7)	13 (14.6)	6 (6.7)	89 (100.0)	
質問 2	1	13 (36.1)	21 (58.3)	1 (2.8)	1 (2.8)	0 (0.0)	36 (100.0)	
	2	1 (3.2)	6 (19.4)	17 (54.8)	6 (19.4)	1 (3.2)	31 (100.0)	
	3	0 (0.0)	0 (0.0)	4 (18.2)	9 (40.9)	9 (40.9)	22 (100.0)	
	合計	14 (15.7)	27 (30.3)	22 (24.7)	16 (18)	10 (11.2)	89 (100.0)	
質問 3	1	5 (41.7)	4 (33.3)	3 (25)	0 (0.0)	0 (0.0)	12 (100.0)	
	2	1 (3.1)	6 (18.8)	16 (50.0)	8 (25)	1 (3.1)	32 (100.0)	
	3	1 (2.2)	2 (4.4)	6 (13.3)	18 (40.0)	18 (40.0)	45 (100.0)	
	合計	7 (7.9)	12 (13.5)	25 (28.1)	26 (29.2)	19 (21.3)	89 (100.0)	
質問 4	1	26 (44.1)	32 (54.2)	0 (0.0)	1 (1.7)	0 (0.0)	59 (100.0)	
	2	1 (5.3)	10 (52.6)	5 (26.3)	3 (15.8)	0 (0.0)	19 (100.0)	
	3	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	6 (54.5)	5 (45.5)	11 (100.0)	
	合計	27 (30.3)	42 (47.2)	5 (5.6)	10 (11.2)	5 (5.6)	89 (100.0)	
質問 5	1	5 (27.8)	8 (44.4)	3 (16.7)	1 (5.6)	1 (5.6)	18 (100.0)	
	2	1 (2.4)	11 (26.2)	14 (33.3)	13 (31)	3 (7.1)	42 (100.0)	
	3	0 (0.0)	1 (3.4)	3 (10.3)	17 (58.6)	8 (27.6)	29 (100.0)	
	合計	6 (6.7)	20 (22.5)	20 (22.5)	31 (34.8)	12 (13.5)	89 (100.0)	
質問 6	1	4 (20.0)	9 (45)	4 (20.0)	3 (15)	0 (0.0)	20 (100.0)	
	2	0 (0.0)	2 (6.7)	18 (60.0)	8 (26.7)	2 (6.7)	30 (100.0)	
	3	0 (0.0)	0 (0.0)	6 (15.4)	18 (46.2)	15 (38.5)	39 (100.0)	
	合計	4 (4.5)	11 (12.4)	28 (31.5)	29 (32.6)	17 (19.1)	89 (100.0)	
質問 7	1	11 (31.4)	19 (54.3)	2 (5.7)	2 (5.7)	1 (2.9)	35 (100.0)	
	2	0 (0.0)	5 (19.2)	14 (53.8)	7 (26.9)	0 (0.0)	26 (100.0)	
	3	0 (0.0)	6 (21.4)	3 (10.7)	12 (42.9)	7 (25)	28 (100.0)	
	合計	11 (12.4)	30 (33.7)	19 (21.3)	21 (23.6)	8 (9)	89 (100.0)	
質問 8	1	3 (27.3)	5 (45.5)	3 (27.3)	0 (0.0)	0 (0.0)	11 (100.0)	
	2	0 (0.0)	4 (13.3)	18 (60.0)	8 (26.7)	0 (0.0)	30 (100.0)	
	3	0 (0.0)	0 (0.0)	5 (10.4)	23 (47.9)	20 (41.7)	48 (100.0)	
	合計	3 (3.4)	9 (10.1)	26 (29.2)	31 (34.8)	20 (22.5)	89 (100.0)	

注)表 1 の質問項目 1～8 について、3 件法と 5 件法の回答についてのクロス表

表 15 3 件法と 5 件法との回答のクロス表 2 (表 1:質問 9～質問 14)

		5 件法		3 件法									
		1		2		3		4		5		合計	
質問 9	1	7	(25)	15	(53.6)	5	(17.9)	1	(3.6)	0	(0.0)	28	(100.0)
	2	0	(0.0)	9	(30.0)	13	(43.3)	8	(26.7)	0	(0.0)	30	(100.0)
	3	0	(0.0)	1	(3.2)	8	(25.8)	13	(41.9)	9	(29)	31	(100.0)
	合計	7	(7.9)	25	(28.1)	26	(29.2)	22	(24.7)	9	(10.1)	89	(100.0)
質問 10	1	9	(36)	13	(52)	2	(8)	1	(4)	0	(0.0)	25	(100.0)
	2	0	(0.0)	10	(35.7)	10	(35.7)	7	(25)	1	(3.6)	28	(100.0)
	3	0	(0.0)	0	(0.0)	1	(2.8)	19	(52.8)	16	(44.4)	36	(100.0)
	合計	9	(10.1)	23	(25.8)	13	(14.6)	27	(30.3)	17	(19.1)	89	(100.0)
質問 11	1	17	(39.5)	23	(53.5)	2	(4.7)	1	(2.3)	0	(0.0)	43	(100.0)
	2	1	(3.8)	6	(23.1)	10	(38.5)	8	(30.8)	1	(3.8)	26	(100.0)
	3	2	(10.0)	3	(15)	1	(5)	10	(50.0)	4	(20.0)	20	(100.0)
	合計	20	(22.5)	32	(36)	13	(14.6)	19	(21.3)	5	(5.6)	89	(100.0)
質問 12	1	7	(25)	16	(57.1)	1	(3.6)	4	(14.3)	0	(0.0)	28	(100.0)
	2	1	(3.8)	4	(15.4)	14	(53.8)	6	(23.1)	1	(3.8)	26	(100.0)
	3	1	(2.9)	0	(0.0)	7	(20.0)	17	(48.6)	10	(28.6)	35	(100.0)
	合計	9	(10.1)	20	(22.5)	22	(24.7)	27	(30.3)	11	(12.4)	89	(100.0)
質問 13	1	3	(27.3)	4	(36.4)	3	(27.3)	1	(9.1)	0	(0.0)	11	(100.0)
	2	0	(0.0)	6	(20.0)	15	(50.0)	7	(23.3)	2	(6.7)	30	(100.0)
	3	0	(0.0)	0	(0.0)	4	(8.3)	26	(54.2)	18	(37.5)	48	(100.0)
	合計	3	(3.4)	10	(11.2)	22	(24.7)	34	(38.2)	20	(22.5)	89	(100.0)
質問 14	1	10	(31.3)	13	(40.6)	6	(18.8)	3	(9.4)	0	(0.0)	32	(100.0)
	2	0	(0.0)	11	(24.4)	25	(55.6)	7	(15.6)	2	(4.4)	45	(100.0)
	3	0	(0.0)	1	(8.3)	0	(0.0)	6	(50.0)	5	(41.7)	12	(100.0)
	合計	10	(11.2)	25	(28.1)	31	(34.8)	16	(18)	7	(7.9)	89	(100.0)

注)表 1 の質問項目 9～14 について、3 件法と 5 件法の回答についてのクロス表

表 16 国際比較調査 回答者の属性と年齢

		性別		
		男性	女性	合計
国	米国	24(18.2)	108(81.8)	132(100.0)
	英国	9(15.0)	51(85.0)	60(100.0)
	日本	464(41.5)	654(58.5)	1118(100.0)
	合計	497(37.9)	813(62.1)	1310(100.0)
平均年齢 ±SD	米国	28.6±7.6		
	英国	30.9±9.4		
	日本	19.9±2.7		
	全体	21.2±5.2		

注 1)性別の単位は人.括弧内の数字は%.

注 2)無回答 : 6 人

表 17 国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較－在籍大学への志望動機(5件法)

		度数	算術 平均値	標準 偏差	分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
					df	F 値	p 値		平均 ランク	χ^2 値	df	p 値
望んでいた学びができ た。 I could study the exact course I wanted to.	米国	132	1.73	0.72	2	1298	5.70	0.00	600.17	10.09	2	0.01
	英国	59	1.63	0.79					540.07			
	日本	1110	1.94	0.94					662.94			
	合計	1301	1.90	0.92								
家族あるいは友人が勧め てくれた。 A family member or friend recommended it to me.	米国	132	2.86	1.10	2	1295	5.61	0.00	574.97	9.94	2	0.01
	英国	57	3.51	1.30					749.83			
	日本	1109	3.18	1.34					653.21			
	合計	1298	3.16	1.32								
高校の先生などが勧め てくれた。 A teacher or advisor recommended it to me.	米国	131	2.94	1.07	2	1292	10.33	0.00	555.75	20.89	2	0.00
	英国	54	3.91	0.92					822.41			
	日本	1110	3.29	1.37					650.40			
	合計	1295	3.28	1.34								
私自身の判断でこの大学 を選んだ。 I chose this university based on my own judgment.	米国	132	1.64	0.69	2	1996	1.76	0.17	625.42	0.88	2	0.64
	英国	57	1.77	0.82					669.26			
	日本	1110	1.80	1.00					651.93			
	合計	1299	1.78	0.96								
この大学の良い評判があ った。 It has a good academic reputation.	米国	132	1.93	0.74	2	1296	19.69	0.00	460.23	41.52	2	0.00
	英国	58	2.48	0.94					667.98			
	日本	1109	2.51	1.02					671.65			
	合計	1299	2.45	1.01								
授業料が手ごろな額であ った。 It has reasonable tuition fees.	米国	132	2.24	0.94	2	1293	88.49	0.00	284.94	152.78	2	0.00
	英国	55	3.29	1.01					577.56			
	日本	1109	3.63	1.16					695.29			
	合計	1296	3.47	1.21								
家から通学できる距離であ る。 I can commute from home.	米国	132	1.79	1.08	2	1297	26.71	0.00	433.54	54.91	2	0.00
	英国	58	2.47	1.52					597.19			
	日本	1110	2.77	1.51					679.09			
	合計	1300	2.66	1.51								
卒業生の就職率が良かった。 It has high employment rates for graduates.	米国	131	2.54	0.82	2	1291	5.98	0.00	688.71	22.50	2	0.00
	英国	53	2.96	0.59					859.11			
	日本	1110	2.47	1.07					632.53			
	合計	1294	2.50	1.03								
オープンキャンパスに参加 し、印象づけられた。 I attended an open day and was impressed.	米国	132	3.32	0.90	2	1295	3.65	0.03	680.83	10.10	2	0.01
	英国	56	2.73	1.14					558.82			
	日本	1110	3.10	1.43					649.10			
	合計	1298	3.10	1.38								
大学のパンフレットや広告 に、印象づけられた。 I was impressed by the university brochure and advertising.	米国	132	3.11	0.93	2	1293	1.79	0.17	472.66	4.47	2	0.11
	英国	55	2.76	1.15					519.70			
	日本	1109	3.05	1.21					674.84			
	合計	1296	3.05	1.19								
ケアを必要としている人がい るので、近くにいないといけ ない。 I have care giving responsibilities, so need to be close by.	米国	132	3.24	1.23	2	1291	27.89	0.00	704.53	46.59	2	0.00
	英国	56	3.27	1.55					653.74			
	日本	1106	3.94	1.15					640.50			
	合計	1294	3.84	1.20								

注) 本論にとって重要な知見を導き出す項目のみを抜粋し掲載した。

表 18 国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較—ソーシャルワーク
コースへの志望動機(5 件法) 1

		度数	算術 平均値	標準 偏差	分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
					df	F 値	p 値	平均 ランク	χ^2 値	df	p 値	
自分の能力に適していた。 It suited my skills.	米国	132	1.60	0.55	2	1272	137.54	0.00	249.78	249.79	2	0.00
	英国	59	1.80	0.58					315.61			
	日本	1084	2.83	0.95					702.82			
	合計	1275	2.65	0.99								
自分の性格に合っていた。 It suited my character.	米国	132	1.44	0.50	2	1273	102.35	0.00	275.25	204.05	2	0.00
	英国	60	1.73	0.52					389.20			
	日本	1084	2.55	0.98					696.53			
	合計	1276	2.40	0.99								
社会に貢献できる仕事があり たかった。 I wanted to help society.	米国	132	1.40	0.55	2	1272	26.40	0.00	443.60	52.53	2	0.00
	英国	59	1.63	0.55					556.46			
	日本	1084	2.00	1.00					666.11			
	合計	1275	1.92	0.96								
ソーシャルワーカーになり たかった。 I wanted to become a social worker.	米国	132	1.78	0.76	2	1272	39.39	0.00	460.38	78.67	2	0.00
	英国	60	1.53	0.65					371.21			
	日本	1083	2.44	1.13					674.43			
	合計	1275	2.33	1.11								
ソーシャルワーカーの仕事 は、高い満足感が得られ る。 Social work offers high levels of job satisfaction.	米国	132	2.36	0.82	2	1270	7.33	0.00	554.34	16.31	2	0.00
	英国	60	2.28	0.85					522.19			
	日本	1081	2.63	1.02					653.47			
	合計	1273	2.59	1.00								
ソーシャルワーカーには、 昇進のチャンスが多くあ る。 Social work offers good opportunities for promotion.	米国	132	2.84	0.87	2	1270	27.16	0.00	500.58	55.21	2	0.00
	英国	58	2.60	0.70					406.36			
	日本	1083	3.30	0.95					665.98			
	合計	1273	3.22	0.95								
ソーシャルワーカーの給料 が良かった。 Social work pays well.	米国	132	4.02	0.83	2	1269	11.40	0.00	738.46	18.77	2	0.00
	英国	58	3.34	1.09					514.12			
	日本	1082	3.75	0.92					630.62			
	合計	1272	3.76	0.92								
ソーシャルワークの仕事 は、社会から尊敬されてい る Social work is respected in society.	米国	131	2.92	1.05	2	1267	13.69	0.00	617.09	25.91	2	0.00
	英国	58	3.66	1.09					861.47			
	日本	1081	2.97	0.98					625.61			
	合計	1270	2.99	1.00								
ソーシャルワークの仕事は 一生の仕事として誇りに持 つことができるから I can be proud of my career.	米国	130	1.65	0.62	2	1267	29.45	0.00	424.73	59.05	2	0.00
	英国	58	1.97	0.70					545.98			
	日本	1082	2.34	1.06					665.62			
	合計	1270	2.26	1.03								
社会福祉サービスから支援 を受けている人を知ってい た。 I knew someone who benefit from the help of social services.	米国	131	2.27	0.98	2	1268	26.81	0.00	429.63	51.05	2	0.00
	英国	59	2.81	1.20					590.59			
	日本	1081	3.10	1.27					663.49			
	合計	1271	3.00	1.26								
ソーシャルワーカーと話し た経験があり、感銘を受け た。 I spoke with professional social workers and was	米国	132	2.44	0.92	2	1270	62.97	0.00	345.08	118.56	2	0.00
	英国	59	2.88	1.15					470.25			
	日本	1082	3.62	1.25					681.71			
	合計	1273	3.47	1.27								

表 19 国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較—ソーシャルワーク
コースへの志望動機(5 件法)2

		度数	算術 平均 値	標 準 偏	分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
					df	F 値	p 値	平均 ランク	χ^2 値	df	p 値	
この学科を卒業すると高い割合で就職できる。 This course has high employment rates for graduates.	米国	130	2.78	0.83	2	1263	4.64	0.01	564.26	7.19	2	0.03
	英国	57	2.88	0.89					587.53			
	日本	1079	3.05	1.08					644.27			
	合計	1266	3.02	1.05								
家族や友人が勧めてくれた。 A family member or friend recommended it to me.	米国	132	2.92	0.95	2	1268	6.21	0.00	534.23	12.26	2	0.00
	英国	57	3.23	1.10					625.39			
	日本	1082	3.32	1.27					648.97			
	合計	1271	3.28	1.24								
高校の先生などが勧めてくれた。 A teacher or advisor recommended it to me.	米国	132	2.92	1.05	2	1267	12.64	0.00	487.09	26.16	2	0.00
	英国	57	3.40	0.92					621.19			
	日本	1081	3.49	1.28					654.38			
	合計	1270	3.43	1.25								
私自身の強い意志で選んだ。 I chose this course based mainly on my own judgement.	米国	132	1.79	0.79	2	1268	14.08	0.00	509.42	25.52	2	0.00
	英国	57	1.86	0.79					537.46			
	日本	1082	2.26	1.11					656.63			
	合計	1271	2.19	1.08								
オープンキャンパスに参加し、印象づけられた。 I attended an open day and was impressed.	米国	131	3.41	0.86	2	1267	3.48	0.03	694.00	8.16	2	0.02
	英国	57	2.86	1.19					534.32			
	日本	1082	3.22	1.38					633.75			
	合計	1270	3.23	1.33								
この学科は実習に関して評判が良かった。 This program's field course has a good reputation for practical placements.	米国	131	2.52	0.84	2	1254	17.19	0.00	448.31	41.79	2	0.00
	英国	57	2.96	0.93					621.67			
	日本	1069	3.07	1.03					651.53			
	合計	1257	3.00	1.02								
この学科に入ることに特別の理由はなかった。 I had no particular reason to study this course.	米国	132	4.06	0.87	2	1262	16.88	0.00	746.59	29.96	2	0.00
	英国	57	4.18	1.05					794.44			
	日本	1076	3.53	1.29					610.51			
	合計	1265	3.61	1.26								
特にソーシャルワークを学びたいと思ってはいなかった。 I chose this course even though I didn't really want to study social work.	米国	130	4.29	0.87	2	1262	25.07	0.00	779.25	47.29	2	0.00
	英国	56	4.43	0.89					829.84			
	日本	1079	3.65	1.27					605.16			
	合計	1265	3.75	1.24								

注) 本論にとって重要な知見を導き出す項目のみを抜粋し掲載した。

表 20 国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較－在籍大学への志望動機(3件法)

		度数	算術 平均値	標準 偏差	分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
					df	F 値	p 値		平均 ランク	χ^2 値	df	p 値
望んでいた学びができると 思った。 I could study the exact course I wanted to.	米国	132	1.13	0.42	2	1298	5.47	0.00	592.92	11.55	2	0.00
	英国	59	1.12	0.38					593.25			
	日本	1110	1.27	0.57					660.98			
	合計	1301	1.25	0.55								
家族あるいは友人が勧めて くれた。 A family member or friend recommended it to me.	米国	132	1.91	0.75	2	1295	3.87	0.02	598.64	7.84	2	0.02
	英国	57	2.28	0.80					754.87			
	日本	1109	2.03	0.86					650.14			
	合計	1298	2.03	0.85								
高校の先生などが勧めてく れた。 A teacher or advisor recommended it to me.	米国	131	1.92	0.77	2	1292	11.59	0.00	569.28	22.86	2	0.00
	英国	54	2.57	0.57					840.02			
	日本	1110	2.10	0.86					647.95			
	合計	1295	2.10	0.85								
私自身の判断でこの大学を 選んだ。 I chose this university based on my own judgment.	米国	132	1.10	0.37	2	1296	5.89	0.00	577.02	13.38	2	0.00
	英国	57	1.19	0.52					620.11			
	日本	1110	1.27	0.57					660.21			
	合計	1299	1.25	0.55								
この大学の良い評判があっ た。 It has a good academic reputation.	米国	132	1.22	0.47	2	1296	21.18	0.00	465.88	44.17	2	0.00
	英国	58	1.60	0.72					655.64			
	日本	1109	1.62	0.69					671.62			
	合計	1299	1.58	0.69								
授業料が手ごろな額であっ た。 It has reasonable tuition fees.	米国	132	1.39	0.65	2	1293	110.81	0.00	284.05	172.35	2	0.00
	英国	55	2.13	0.70					566.23			
	日本	1109	2.39	0.75					695.96			
	合計	1296	2.28	0.80								
家から通学できる距離であ る。 I can commute from home.	米国	132	1.25	0.61	2	1297	22.95	0.00	467.57	45.68	2	0.00
	英国	58	1.66	0.87					622.18			
	日本	1110	1.80	0.91					673.73			
	合計	1300	1.73	0.90								
卒業生の就職率が良かつ た。 It has high employment rates for graduates.	米国	131	1.63	0.61	2	1291	6.22	0.00	679.92	20.76	2	0.00
	英国	53	1.92	0.47					842.85			
	日本	1110	1.58	0.72					634.35			
	合計	1294	1.60	0.70								
オープンキャンパスに参加 し、印象づけられた。 I attended an open day and was impressed.	米国	132	2.19	0.63	2	1295	6.58	0.00	740.48	13.54	2	0.00
	英国	56	1.73	0.80					550.76			
	日本	1110	1.96	0.88					643.66			
	合計	1298	1.97	0.86								
大学のパンフレットや広告 に、印象づけられた。 I was impressed by the university brochure and advertising.	米国	132	2.02	0.71	2	1293	2.05	0.13	680.90	4.30	2	0.12
	英国	55	1.76	0.82					563.75			
	日本	1109	1.95	0.81					648.85			
	合計	1296	1.95	0.80								
ケアを必要としている人が いるので、近くにいないと いけない。 I have care giving responsibilities, so need to be close by.	米国	132	2.14	0.78	2	1291	21.41	0.00	505.94	37.07	2	0.00
	英国	56	2.16	0.85					528.19			
	日本	1106	2.51	0.67					670.44			
	合計	1294	2.46	0.71								

注) 本論にとって重要な知見を導き出す項目のみを抜粋し掲載した。

表 21 国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較—ソーシャルワーク
コースへの志望動機(3 件法)1

		度数	算術 平均値	標準 偏差	分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
					df	F 値	p 値		平均 ランク	χ^2 値	df	p 値
自分の能力に適していた。 It suited my skills.	米国	132	1.03	0.17	2	1272	111.44	0.00	301.58	209.68	2	0.00
	英国	59	1.08	0.28					330.46			
	日本	1084	1.84	0.73					695.71			
	合計	1275	1.72	0.73								
自分の性格に合っていた。 It suited my character.	米国	132	1.00	0.00	2	1273	67.56	0.00	380.00	139.00	2	0.00
	英国	60	1.03	0.18					398.65			
	日本	1084	1.62	0.73					683.25			
	合計	1276	1.53	0.70								
社会に貢献できる仕事があり たかった。 I wanted to help society.	米国	132	1.02	0.19	2	1272	22.64	0.00	510.59	49.88	2	0.00
	英国	59	1.03	0.18					520.74			
	日本	1084	1.32	0.61					659.90			
	合計	1275	1.28	0.57								
ソーシャルワーカーになり たかった。 I wanted to become a social worker.	米国	132	1.17	0.45	2	1272	22.64	0.00	467.25	73.92	2	0.00
	英国	60	1.09	0.28					426.21			
	日本	1083	1.61	0.75					670.54			
	合計	1275	1.54	0.73								
ソーシャルワーカーの仕事 は、高い満足感が得られ る。 Social work offers high levels of job satisfaction.	米国	132	1.48	0.67	2	1270	10.58	0.00	537.83	23.63	2	0.00
	英国	60	1.43	0.67					509.40			
	日本	1081	1.72	0.71					656.19			
	合計	1273	1.68	0.71								
ソーシャルワーカーには、 昇進のチャンスが多くあ る。 Social work offers good opportunities for promotion.	米国	132	1.87	0.70	2	1270	28.68	0.00	506.70	54.03	2	0.00
	英国	58	1.67	0.57					408.59			
	日本	1083	2.20	0.68					665.11			
	合計	1273	2.15	0.70								
ソーシャルワーカーの給料 が良かった。 Social work pays well.	米国	132	2.70	0.53	2	1269	11.09	0.00	747.85	20.44	2	0.00
	英国	58	2.29	0.79					555.54			
	日本	1082	2.50	0.59					627.26			
	合計	1272	2.51	0.60								
ソーシャルワークの仕事 は、社会から尊敬されてい る Social work is respected in society.	米国	131	1.95	0.83	2	1267	12.78	0.00	626.95	24.85	2	0.00
	英国	58	2.45	0.68					854.03			
	日本	1081	1.95	0.73					624.81			
	合計	1270	1.97	0.74								
ソーシャルワークの仕事は 一生の仕事として誇りに持 つことができるから I can be proud of my career.	米国	130	1.07	0.28	2	1267	33.20	0.00	443.62	70.10	2	0.00
	英国	58	1.19	0.48					502.75			
	日本	1082	1.53	0.71					665.67			
	合計	1270	1.47	0.68								
社会福祉サービスから支援 を受けている人を知ってい た。 I knew someone who benefit from the help of social services.	米国	131	1.50	0.67	2	1268	23.80	0.00	444.19	45.92	2	0.00
	英国	59	1.92	0.86					614.77			
	日本	1081	2.02	0.83					660.40			
	合計	1271	1.97	0.83								
ソーシャルワーカーと話し た経験があり、感銘を受け た。 I spoke with professional social workers and was	米国	132	1.58	0.69	2	1270	63.10	0.00	358.55	112.22	2	0.00
	英国	59	1.93	0.87					512.00			
	日本	1082	2.34	0.75					677.79			
	合計	1273	2.24	0.81								

表 22 国際比較調査 分散分析と Kruskal-Wallis 検定の比較—ソーシャルワーク
コースへの志望動機(3 件法)2

		度数	算術 平均値	標準 偏差	分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
					df	F 値	p 値		平均 ランク	χ^2 値	df	p 値
この学科を卒業すると高い割合で就職できる。 This course has high employment rates for graduates.	米国	130	1.84	0.66	2	1263	3.16	0.04	573.79	6.06	2	0.05
	英国	57	1.86	0.64					583.62			
	日本	1079	2.00	0.77					643.33			
	合計	1266	1.97	0.76								
家族や友人が勧めてくれた。 A family member or friend recommended it to me.	米国	132	1.93	0.72	2	1268	4.05	0.02	549.82	9.25	2	0.01
	英国	57	2.14	0.74					638.70			
	日本	1082	2.15	0.83					646.37			
	合計	1271	2.12	0.82								
高校の先生などが勧めてくれた。 A teacher or advisor recommended it to me.	米国	132	1.91	0.76	2	1267	10.14	0.00	504.00	21.97	2	0.00
	英国	57	2.25	0.69					639.55			
	日本	1081	2.24	0.82					651.34			
	合計	1270	2.21	0.81								
私自身の強い意志で選んだ。 I chose this course based mainly on my own judgement.	米国	132	1.17	0.45	2	1268	16.03	0.00	517.21	33.72	2	0.00
	英国	57	1.19	0.52					519.79			
	日本	1082	1.48	0.71					656.61			
	合計	1271	1.44	0.69								
オープンキャンパスに参加し、印象づけられた。 I attended an open day and was impressed.	米国	131	2.25	0.60	2	1267	5.37	0.00	705.19	9.56	2	0.01
	英国	57	1.84	0.84					542.99			
	日本	1082	2.06	0.86					631.94			
	合計	1270	2.07	0.84								
この学科は実習に関して評判が良かった。 This program's field course has a good reputation for practical placements.	米国	131	1.56	0.67	2	1254	23.72	0.00	440.79	46.42	2	0.00
	英国	57	1.95	0.69					624.37			
	日本	1069	2.01	0.71					652.31			
	合計	1257	1.96	0.72								
この学科に入ることに特別の理由はなかった。 I had no particular reason to study this course.	米国	132	2.70	0.51	2	1262	19.03	0.00	765.91	34.25	2	0.00
	英国	57	2.65	0.61					752.23			
	日本	1076	2.31	0.80					610.38			
	合計	1265	2.37	0.78								
特にソーシャルワークを学びたいと思ってはいなかった。 I chose this course even though I didn't really want to study social work	米国	130	2.76	0.49	2	1262	22.37	0.00	774.54	43.07	2	0.00
	英国	56	2.77	0.50					779.22			
	日本	1079	2.37	0.78					608.36			
	合計	1265	2.43	0.76								

注) 本論にとって重要な知見を導き出す項目のみを抜粋し掲載した。

表 23 国際比較調査 分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との
関連(積率相関係数)

		積率相関係数
在籍大学への志望動機	5 件法	0.780**
	3 件法	1.000**
ソーシャルワークコースへの志望動機	5 件法	0.768**
	3 件法	0.941**
在籍大学への志望動機 (5 件法) と在籍大学への志望動機 (3 件法)	一元配置 分散分析	0.642*
	Kruskal-Wallis 検定	0.050 ¹⁾
ソーシャルワークコースへの志望動機(3 件法)とソーシャルワークコース への志望動機(5 件法)	一元配置 分散分析	0.213 ²⁾
	Kruskal-Wallis 検定	0.897**

注 1) 表 17～表 22 について,「在籍大学への志望動機」,「ソーシャルワーク
コースへの志望動機」毎に,分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定
の有意確率との積率相関係数を求めた.

注 2)**:p<0.01 *:p<0.05

1):「私自身の判断でこの大学を選んだ」を除去した場合の積率相関係数は
0.988**であった.

2)「オープンキャンパスに参加し,印象づけられた」を除去した場合の積率相
関係数は 0.889**であった.

表 24 高齢者施設待機者調査 回答者の属性

		A 施設(n=93)	B 施設(n=102)
続柄	本人	4 (4.3)	1 (1.0)
	家族	73 (78.5)	84 (82.4)
	その他	4 (4.3)	3 (2.9)
	不明(NA)	12 (12.9)	14 (13.7)
性別	男性	37 (39.8)	24 (23.5)
	女性	51 (54.8)	75 (73.5)
	不明(NA)	5 (5.4)	3 (2.9)
平均年齢±SD		65.2±9.8	60.6±9.1

注 1)単位は平均年齢 ± SD が歳であり、それ以外はすべて人である。

注 2)括弧内の数字は%である。四捨五入により合計は 100.0%にならない場合がある。

表 25 高齢者施設待機者調査 待機者本人の属性

		A 施設	B 施設
性別 a)	男性	28 (37.8)	20 (23.3)
	女性	46 (62.2)	66 (76.7)
平均年齢±SD b)		83.6±9.3	85.8±8.3
現在の要介護度 c)	自立	0 (0.0)	0 (0.0)
	要支援 1	2 (2.7)	0 (0.0)
	要支援 2	2 (2.7)	14 (16.1)
	要介護 1	8 (10.8)	11 (12.6)
	要介護 2	14 (18.9)	29 (33.3)
	要介護 3	18 (24.3)	21 (24.1)
	要介護 4	14 (18.9)	12 (13.8)
	要介護 5	16 (21.6)	0 (0.0)
申込時の要介護度 d)	自立	2 (2.7)	0 (0.0)
	要支援 1	2 (2.7)	0 (0.0)
	要支援 2	2 (2.7)	3 (3.7)
	要介護 1	11 (14.9)	20 (24.4)
	要介護 2	10 (13.5)	20 (24.4)
	要介護 3	22 (29.7)	20 (24.4)
	要介護 4	15 (20.3)	11 (13.4)
	要介護 5	10 (13.5)	8 (9.8)
要介護度の変化 e)	3 段階以上低下	1 (1.4)	0 (0.0)
	2 段階低下	3 (4.1)	4 (4.8)
	1 段階低下	12 (16.4)	6 (7.1)
	変化無し	38 (52.1)	42 (50.0)
	1 段階向上	8 (11.0)	11 (13.1)
	2 段階向上	6 (8.2)	17 (20.2)
	3 段階向上	3 (4.1)	2 (2.4)
	4 段階以上向上	2 (2.7)	2 (2.4)
平均 ADL±SD f)	現在(調査時)	5.4±4.7	4.7±4.0
	申込時	6.9±4.7	6.5±4.2
現在の状況 d)	独居	5 (6.8)	3 (3.7)
	夫もしくは妻と2人暮らし	8 (10.8)	8 (9.8)
	夫もしくは妻を含めた家族と同居	13 (17.6)	28 (34.1)
	老人保健施設に入所中	13 (17.6)	9 (11.0)
	(他の)特別養護老人ホームに入所中	6 (8.1)	1 (1.2)
	グループホームに入居	11 (14.9)	12 (14.6)
	ケアハウスに入居	0 (0.0)	1 (1.2)
	有料老人ホームに入居	8 (10.8)	8 (9.8)
	高齢者専用賃貸住宅に入居	2 (2.7)	1 (1.2)
	他の社会福祉施設に入居	1 (1.4)	0 (0.0)
	一般病院に入院中	4 (5.4)	5 (6.1)
	一般病院以外の病院に入院中	3 (4.1)	6 (7.3)
待機年数 g)	1 年以下	24 (35.8)	38 (59.4)
	2 年以下	22 (32.8)	15 (23.4)
	3 年以下	9 (13.4)	5 (7.8)
	それ以上	12 (17.9)	6 (9.4)

注 1)単位は平均年齢±SD が歳であり、平均 ADL±SD が点、それ以外はすべて人である。括弧内の数字は%である。SD:標準偏差

注 2)各項目の合計はそれぞれ異なる。a) A 施設 : n=74, B 施設 : n=86 b) A 施設 : n=77, B 施設 : n=87 c) A 施設 : n=74, B 施設 : n=87 d) A 施設 : n=74, B 施設 : n=82 e) A 施設 : n=73, B 施設 : n=84 f) A 施設 : n=65, B 施設 : n=82 g) A 施設 : n=67, B 施設 : n=64。四捨五入により%は 100.0%にならない場合がある。

表 26 高齢者施設待機者調査 現状への不満

	当て はまる	まあ 当てはまる	どちらとも いえない	あまりあて はまらない	あては まらない	合計
待機者としてこのまま 何ヶ月(何年)もつづく と考えると非常につら い	62 (46.6)	24 (18.0)	21 (15.8)	13 (9.8)	13 (9.8)	133 (100.0)
もう少し、施設からの サポートがほしい	22 (19.5)	22 (19.5)	35 (31.0)	12 (10.6)	22 (19.5)	113 (100.0)
現状に満足しており、 とくに不満はない	13 (11.1)	22 (18.8)	36 (30.8)	12 (10.3)	34 (29.1)	117 (100.0)

注 1)単位はすべて人である。括内の数字は%である。四捨五入により合計は 100.0%にならない場合がある。

注 2)全回収票を有効回答票としているため変数によっては欠損値 (NA, DK)が存在する。そのため各項目の合計はそれぞれ異なる。

表 27 高齢者施設待機者調査 分散分析とKruskal-Wallis検定の比較1ー「待機者としてこのまま何ヶ月（何年）もつづくと考えると非常につらい」

					分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
		度数	算術 平均値	標準 偏差	df	F 値	p 値	平均 ランク	χ^2 値	df	p 値	
年 齢	81 歳以下	46	2.26	1.44	2	130	0.13	0.88	68.7	0.26	2	0.88
	82～ 89 歳	46	2.16	1.31					67.0			
	90 歳以上	44	2.11	1.38					64.9			
	合計	133	2.18	1.37								
現在の ADL	低い (2 点以下)	51	2.10	1.49	2	122	2.64	0.08	58.3	6.97	2	0.03
	やや低い (3～7 点)	38	1.95	1.25					57.3			
	高い (8 点以上)	36	2.64	1.31					75.7			
	合計	125	2.21	1.39								
ADL 変化	維持又は改善	63	2.33	1.46	2	120	0.56	0.57	64.2	1.00	2	0.61
	やや悪化	32	2.19	1.35					62.4			
	悪化	28	2.00	1.31					56.6			
	合計	123	2.22	1.39								
現在の要 介護度	要介護 2 以下	41	2.61	1.47	2	127	3.22	0.04	46.8	6.48	2	0.04
	要介護 3	36	2.00	1.15					63.3			
	要介護 4 以上	53	1.94	1.38					58.3			
	合計	130	2.17	1.37								
要介護度 の変化	改善	20	2.35	1.39	2	93	0.90	0.41	50.8	1.55	2	0.46
	維持	62	2.35	1.54					49.5			
	悪化	14	1.79	1.19					40.5			
	合計	96	2.27	1.46								
待機年数	1 年以下	52	2.33	1.46	3	89	1.92	0.13	46.3	6.05	3	0.11
	2 年以下	25	2.00	1.32					40.6			
	3 年以下	13	2.85	1.41					56.6			
	それ以上	3	3.67	1.15					71.3			
	合計	93	2.37	1.43								

表 28 高齢者施設待機者調査 分散分析とKruskal-Wallis検定の比較2ー「もう少し、施設からのサポートがほしい」

					分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
		度数	算術 平均値	標準 偏差	df	F 値	p 値		平均 ランク	χ^2 値	df	p 値
年齢	81 歳以下	39	2.79	1.47	2	110	1.14	0.33	53.6	2.32	2	0.31
	82～ 89 歳	35	3.20	1.41					63.8			
	90 歳以上	39	2.77	1.20					54.3			
	合計	113	2.91	1.37								
現在の ADL	低い (2 点以下)	42	2.62	1.36	2	109	4.37	0.15	49.9	7.95	2	0.19
	やや低い (3～7 点)	36	2.72	1.19					45.2			
	高い (8 点以上)	34	3.47	1.44					69.2			
	合計	112	2.91	1.37								
ADL 変化	維持又は改善	57	2.88	1.44	2	108	0.09	0.92	55.7	0.27	2	0.61
	やや悪化	32	2.97	1.23					58.2			
	悪化	22	2.82	1.40					53.8			
	合計	111	2.89	1.36								
現在の要 介護度	要介護 2 以下	35	3.34	1.46	2	108	2.73	0.07	65.3	5.06	2	0.08
	要介護 3	31	2.61	1.39					48.6			
	要介護 4 以上	45	2.80	1.22					53.8			
	合計	111	2.91	1.37								
要介護度 の変化	改善	14	3.36	1.55	2	79	2.13	0.13	47.1	4.02	2	0.13
	維持	54	3.07	1.36					42.8			
	悪化	14	2.36	1.15					30.7			
	合計	82	3.00	1.38								
待機年数	1 年以下	43	3.02	1.35	3	75	0.27	0.85	40.7	0.80	3	0.85
	2 年以下	22	2.77	1.23					36.8			
	3 年以下	10	3.20	1.55					43.7			
	それ以上	4	3.00	1.63					40.8			
	合計	79	2.97	1.34								

表 29 高齢者施設待機者調査 分散分析とKruskal-Wallis検定の比較3ー「現状に満足しており、とくに不満はない」

					分散分析				Kruskal-Wallis 検定			
		度数	算術 平均値	標準 偏差	df	F 値	p 値		平均 ランク	χ^2 値	df	p 値
年齢	81 歳以下	41	3.39	1.34	2	114	1.13	0.33	62.0	2.44	2	0.31
	82～ 89 歳	34	3.44	1.40					63.2			
	90 歳以上	42	3.02	1.33					52.7			
	合計	117	3.27	1.36								
現在の ADL	低い (2 点以下)	46	3.24	1.39	2	112	0.05	0.95	57.3	0.17	2	0.92
	やや低い (3～7 点)	35	3.23	1.33					57.0			
	高い (8 点以上)	34	3.32	1.39					59.9			
	合計	115	3.26	1.36								
ADL 変化	維持又は改善	57	3.46	1.35	2	111	2.81	0.07	62.0	5.96	2	0.05
	やや悪化	30	3.40	1.22					60.8			
	悪化	27	2.74	1.43					44.4			
	合計	114	3.27	1.36								
現在の要介護度	要介護 2 以下	35	3.24	1.39	2	112	0.05	0.95	56.8	0.83	2	0.67
	要介護 3	34	3.23	1.33					54.1			
	要介護 4 以上	45	3.32	1.39					50.6			
	合計	114	3.26	1.36								
要介護度の変化	改善	17	3.06	1.43	2	82	1.10	0.34	40.0	2.01	2	0.37
	維持	54	3.41	1.32					45.7			
	悪化	14	2.86	1.46					36.4			
	合計	82	3.25	1.37								
待機年数	1 年以下	47	3.40	1.30	3	82	2.03	0.12	47.1	7.17	3	0.07
	2 年以下	23	3.26	1.32					45.2			
	3 年以下	12	2.75	1.42					34.4			
	それ以上	4	2.00	0.00					18.5			
	合計	79	3.21	1.32								

表 30 高齢者施設待機者調査 分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との関係(積率相関係数)

	積率相関係数
待機者としてこのまま何ヶ月（何年）もつづくと考えると非常にづらい	0.996**
もう少し、施設からのサポートがほしい	0.951**
現状に満足しており、とくに不満はない	0.965**

注 1) 表 27～表 29 について、質問項目毎に、分散分析の有意確率と Kruskal-Wallis 検定の有意確率との積率相関係数を求めた。

注 2)**:p<0.01 **:p<0.05

表 31 保健師調査 回答者の属性

性別	男性	3 (1.4)
	女性	216 (98.6)
平均年齢±SD		37.8±9.7
保健師経験年数±SD		14.2±10.0

注 1)単位は性別が人，平均年齢 ± SD が歳であり，保健師経験年数±SD が年である。

注 2)括弧内の数字は%である。四捨五入により合計は100.0%にならない場合がある。

表 32 保健師調査 主成分分析とカテゴリカル主成分分析との比較

変数	主成分分析			カテゴリカル主成分分析		
	固有値(分散)			第1次元	第2次元	合計
第1主成分	第2主成分	合計	第1次元	第2次元	合計	
児童虐待について、十分な知識を持っている。	0.869	-0.336	0.533	0.725	0.179	0.904
児童虐待について、十分な支援技能を持っている。	0.926	-0.166	0.760	0.861	0.022	0.883
児童虐待について、十分な支援経験を持っている。	0.904	0.048	0.952	0.823	0.012	0.836
児童虐待について、十分な研修を受けている。	0.853	0.471	1.324	0.693	0.228	0.921
負荷量の合計（平方和）	3.158	0.364	3.522	3.102	0.442	3.544
説明率(寄与率)	78.9%	9.1%	88.1%	77.6%	11.1%	88.6%
メンタルヘルス問題について、十分な知識を持っている。	0.889	-0.297	0.592	0.793	0.111	0.905
メンタルヘルス問題について、十分な支援技能を持っている。	0.939	-0.179	0.760	0.896	0.044	0.940
メンタルヘルス問題について、十分な支援経験を持っている。	0.923	-0.006	0.917	0.881	0.000	0.881
メンタルヘルス問題について、十分な研修を受けている。	0.842	0.520	1.362	0.508	0.477	0.985
負荷量の合計（平方和）	3.234	0.960	4.194	3.078	0.633	3.711
説明率(寄与率)	80.8%	9.8%	90.6%	77.0%	15.8%	92.8%
児童虐待をした親にメンタルヘルス問題があると、それが無い親と比較して、対応が難しい。	0.941	0.338	1.279	0.885	0.115	1.000
児童虐待をした親にメンタルヘルス問題があると、それが無い親と比較して、支援の際に感じるストレスが大きい。	0.941	-0.338	0.603	0.885	0.115	1.000
負荷量の合計（平方和）	1.771	0.229	2.000	1.770	0.229	2.000
説明率(寄与率)	88.5%	11.5%	100.0%	88.5%	11.5%	100.0%

注 1) %は四捨五入により、合計が 100.0%にならない場合がある。

注 2) 「負荷量の合計（平方和）」：主成分分析は各成分の平方和であり、カテゴリカル主成分分析は、単純加算の和である。SPSS の出力による。

表 33 保健師調査 主成分得点(主成分分析)とオブジェクトスコア(カテゴリーカル主成分分析)との比較(積率相関係数)

主成分得点と各変数との関連度				
	児童虐待対応の スキル	メンタルヘルス問題 への対応についての スキル	対応上の困難感	保健師経験年数
児童虐待対応の スキル	-	0.700**(217)	0.079 (219)	0.436**(218)
メンタルヘルス 問題への対応に についてのスキル	-	-	0.043 (217)	0.496**(216)
対応上の困難感	-	-	-	0.070 (218)

オブジェクトスコアと各変数との関連度				
児童虐待対応の スキル	-	0.539**(219)	0.077 (219)	0.440**(218)
メンタルヘルス 問題への対応に についてのスキル	-	-	0.048 (219)	0.391**(218)
対応上の困難感	-	-	-	0.070 (218)

注 1)**:p<0.01 **:p<0.05

注 2)括弧内は分析標本数。欠損値の扱い、分析手法により分析表本数は異なる。