第６回多職種のための投稿論文の書き方セミナー

# 統計解析とその結果の書き方―差の検定を中心に―

鈴木美枝子（玉川大学教育学部乳幼児発達学科）

## Ⅰ．は じ め に

当協会の編集委員会が主催する多職種のための論文書き方セミナーが，今年度も学術集会の場で実施された。本企画は，これから研究論文を執筆しようという会員の方を対象に，2017 年の学術集会から実施されており，研究論文の書き方について，各回テーマを決めて解説している[1]。これまで，投稿論文の種類や文章構成，研究計画立案の方法の他，質的研究方法や，看護研究の進め方，アクセプトされるためのコツなど，当協会の機関誌「小児保健研究」に論文を投稿する際に役立つ内容をお伝えしてきた。第６回目の本セミナーでは，量的研究に欠かせない統計解析について，初学者を対象としたごく初歩的な内容を解説するとともに，その結果の書き方等について取り上げた。また統計的検定の結果を表記するときの注意点等も併せて記すこととする。

## Ⅱ．初学者のための統計解析―差の検定を中心に―

### 1．研究デザインの中で統計解析を選択する必要性

研究を進めていく際には，研究デザインを明確にしておく必要があるが，研究に必要なさまざまなデータの特性を理解し，どのような統計解析をすればよいかをあらかじめ念頭に置いておくことが重要である。本稿では，差の検定を例に挙げながら解説していくことにする。

例えばあるグループ間で，有意な差があるかどうかを知りたいと考えた場合に，２つのグループの差を比較したいのか，あるいは，３つのグループの差を比較したいのか，またグループは同じだけれども，前後比較をした結果，有意な差がみられたかどうかを知りたいのかなど，どういう「差」を検証するのかによって用いる解析方法は異なる。また，身長や人の感情を点数化した値のように，個人や状況によって値が変わるものを「変数」というが，この変数の性質によって使用する解析方法が変わってくる。よって，得られる変数の性質をまず理解しておくことが大切になる。

### 2．尺度水準について

変数の性質を考える上では，「性別」「居住地」のように数値そのものに大小関係などはなく，単に「分類」するための変数である「質的変数」と，「身長」のように数値に大小関係がある「量的変数」に分けることができるが，ここではその後の統計解析の選択に関連する「尺度水準」について解説していく。尺度水準は，水準の高い順に，1）比率尺度，2）間隔尺度，3）順序尺度，4）名義尺度　の４つに分類することができる[2]。

1）比率尺度で測られた変数は，重さや時間のように０という数字が「何もない」ことを意味している。身長が「100cm は 50cm の２倍」といえるように，値同士を「○は△の何倍か」という捉え方をすることができる。つまり，比率尺度は，足し算・引き算・掛け算・割り算の四則演算をすべて行うことができる尺度であるといえる。

2）間隔尺度で測られた変数は，温度のように 0℃が「何もない」ことを意味しておらず，絶対的な原点をもたないために，例えば気温 15℃ と 30℃ を比較し

て「2 倍暖かい」とすることはできない。しかし，目盛りは等間隔であるため，足し算・引き算をすることができる尺度である。間隔尺度では，平均値や標準偏差を計算したり，後述する $t$ 検定などを行うことができる。

3）順序尺度は，例えばなんらかの順位を「1 位，2 位，3 位」としたときに，それを順位の高い順にならべると「1 位>2 位>3 位」と並べることができるが，そうした順序性のある変数のことをいう。しかしながら「1 位」と「2 位」の間隔と「2 位」と「3 位」の間隔が同じ距離であるとはいえず，この数字同士を足し算・引き算することはできない。もちろん，掛け算・割り算もすることはできない尺度である。よって，順序尺度を比較する際には，平均値ではなく中央値を使用する。また，後述する Mann-Whitney 検定などを行うことができる。

4）名義尺度は，「性別」や「居住地」のように，数字の間に順序性も等間隔性もない変数であり，当然，足し算・引き算・掛け算・割り算もすることはできない尺度である。

このように尺度水準が下がるにしたがって，できる計算が少なくなるため，この尺度水準に見合った統計解析方法を取る必要がある。

## 3. パラメトリック検定とノンパラメトリック検定について

統計には，手元のデータを記述する「記述統計」と，手元のデータから背後に広がる全体を推測する「推測統計」がある。推測統計を行うとき，背後に広がる全体のことを「母集団」といい，そこから抽出された手元にあるデータのことを「標本」という。この標本の抽出には細心の注意を払わなければならないが，本稿では詳説は差し控える。この母集団の分布が「正規分布」（**図 1**）に従うことを仮定して統計的推測を行う検定を「パラメトリック検定」という。パラメトリック検定の具体例としては，後述する $t$ 検定や分散分析などがある。これらは特定の分布が想定されているため，検出力が高くなるといわれており，一般的に変数データが正規分布であればパラメトリック検定を用いる。一方，母集団の分布を規定しない検定方法が「ノンパラメトリック検定」である。データが正規分布していないため，平均値が代表値として相応しくないときなどに用いる。例としては，後述する Mann-Whitney（マン・ホイットニー）検定や，Kruskal-Wallis（クラスカル・ウォリス）検定などがある。

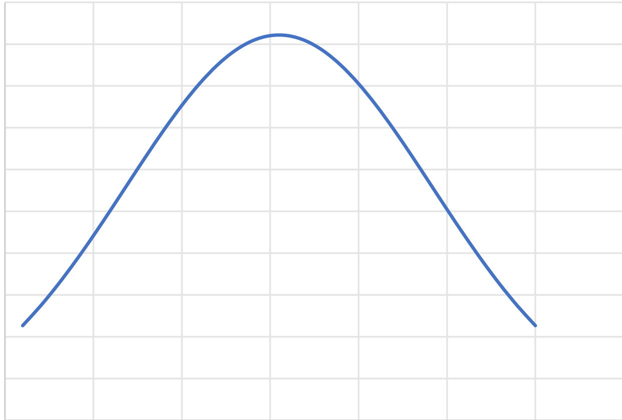

**図 1**　正規分布

変数データが正規分布しているかどうかを確認するには，一般的にはヒストグラム（度数分布図）や箱ひげ図を作成して目視で確認し，左右対称の釣り鐘型になっているかを観察する。そのほか，Shapiro-Wilk（シャピロ・ウイルク）検定や，Kolmogorov-Smirnov（コロモゴロフ・スミルノフ）検定など，正規性の検定を補助として利用することができるといわれているが，標本サイズが大きくなると $p$ 値が小さくなり，正規性が成り立っていないと判断されてしまうこともあるため，正規性の検定を用いる際は注意が必要である。過去の研究結果などを参照し，そのデータがどのような分布に従うかを確認することも有効である。

## 4. 統計解析の実際とその結果の書き方

それでは，実際にデータが得られたときに，どのような統計解析を実施していくかについて，差の検定を中心に解説していく。

### (1) 間隔尺度・比率尺度データの分析

#### 1）2 群間の差の検定：対応のない $t$ 検定

ある 2 群の変数データが量的変数であり，正規分布している場合，2 群間の平均値の比較に用いることができるのが $t$ 検定である。ここではまず「対応のない 2 群間の比較」について解説する。「対応のない」というのは，「2 群が別の群である」ことを意味している。その他「独立した」「繰り返しなし」といういい方をすることもある。

「2 群の母集団の平均に差がない」という帰無仮説をたて，一般的には $p$ 値が 5% 未満であれば帰無仮説を棄却して「有意差がある（差がないとはいえない）」

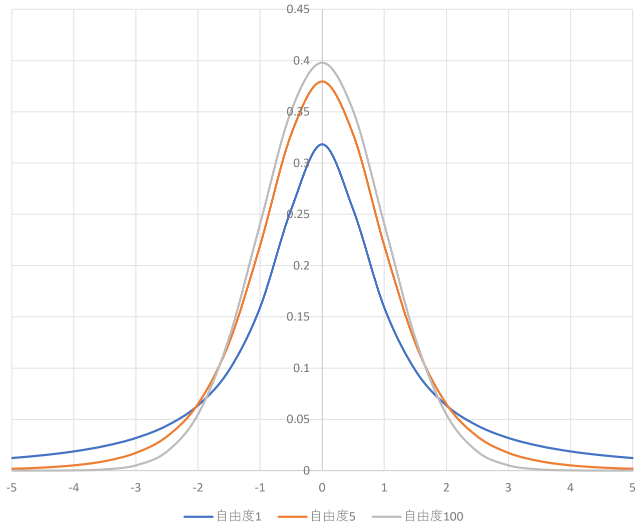


図２　*t* 分布

と判断する。

*t* 検定は，*t* 分布を用いて検定を行うのだが，*t* 分布は自由度によって形状が異なる（図２）。この自由度は，サンプルサイズによって決まる。対応のない２群（$n_1$，$n_2$）の場合，検定統計量 *t* は自由度 $df=n_1+n_2-2$ の *t* 分布に従う。

なお，２群のデータの分散が等しいかどうかで検定方法を使い分ける。２群の分散が等しいと仮定できる（等分散）場合は Student（スチューデント）の *t* 検定，等分散と仮定できない（不等分散）場合は Welch の *t* 検定を行う。方法としては，*F* 値の検定統計量を確認し，*F* 値から計算された有意確率が 5% より大きい場合は，等分散の仮定は棄却されないので，「等分散を仮定する」ことになり，Student の *t* 検定を行う。一方 *F* 値から計算された有意確率が 5% より小さい場合は等分散の仮定は棄却され，「不等分散を仮定する」ので Welch の *t* 検定を行う。ただし，このように等分散性の検定をすることで，検定の繰り返しによる多重性[注1)]が問題視されることから，明らかに等分散である場合を除き，等分散性の検討をせずに Welch の検定を行うことが推奨されることもある[3)]。

例として，ある集団（男子 $n$=49，身長の平均 169.6，標準偏差 6.2，女子 $n$=84，身長の平均 159.2，標準偏差 5.4）で，性別によって身長に差があるかどうかを検証してみる（本稿で例として使用する数値はすべて架空のものである）。等分散かどうかを確認するために *F* 値を確認すると，$F$（1, 131）=1.13[注2)]であり，有意確率 $p$=.298 なので等分散の仮定が棄却されない。よって，等分散を仮定するときに使用する Student の *t* 検定を行った。その結果，*t* 値は 10.16，自由度は 131（49＋84−2=131）であり，*p* 値は＜.001 であった。この場合の結果の書き方の一例としては「(性別によって身長の平均値に差があるかどうかを検証するために，対応のない *t* 検定を行った結果，) 身長は，性別による平均値間で有意差が認められた（$t$（131）=10.16，$p$＜.001）。男子の身長の平均値の方が，女子の身長の平均値より有意に高いことが示唆された。」となるであろう。実際に論文に記すときは，「Ⅱ．対象と方法」の欄に統計解析方法をあらかじめ記述するので，結果の一つ一つに「○○検定を行った結果」という文言は記述する必要がないと思われるため，本稿では（）を付して記した。

また，これらの結果を表で表すときは，平均値と標準偏差を記すとわかりやすい。表１に作表の一例を挙げたので参照していただきたい。なお，表の中に *p* 値を記入する場合，仮に統計ソフトで「.000」と記されていたとしても，それをそのまま書くのではなく，必ず「$p$＜.001」と表記する。

[注1)]検定を複数回行うことで，本当は差がないのに差があるとしてしまう（第１種の過誤，α エラーなどという）可能性があるため，必要以上に検定を繰り返さないことが求められる。

[注2)]*F* 値について記述する際，*F*（1 つ目の自由度，2 つ目の自由度）という書き方をするが，この場合，1 つ目の自由度は群の数から 1 をひいた値になるので，この場合は 2 群間の比較のため必ず 1 となる。2 つ目

＜作表の一例＞

**表 1**　性別による体格指数の比較　（$n = 133$）

| 変数 | 男子（$n = 49$） | | 女子（$n = 84$） | | $p$ 値 |
|---|---|---|---|---|---|
| | 平均 | 標準偏差 | 平均 | 標準偏差 | |
| 身長 | 169.6 | 6.2 | 159.2405 | 5.4 | ＜ .001 |
| 体重 | 62.6 | 14.1 | 51.7 | 7.0 | ＜ .001 |
| | | ⋮ | | | |

対応のない $t$ 検定

の自由度は $n_1 + n_2 - 2$ であるので，この場合は $49 + 84 - 2 = 131$ である。

2）２群間の差の検定：対応のある $t$ 検定

例えば，同じ被検者が複数の条件を経験するような場合，つまり同一の群に対して２つの条件下でデータを取る場合などは，対応のある $t$ 検定を行う。「繰り返しあり」といういい方をすることもある。対応のある $t$ 検定では，サンプルサイズ $n$ に対し，自由度 $df = n - 1$ の $t$ 分布に従う。帰無仮説は「前後の母集団の平均に差がない」であり，棄却されれば「前後の母集団の平均に差がある」となる。例えば，ある集団の高２と高３のときの身長に差があるかどうかを検証してみる（男子 $n$=48，高２の時の身長の平均 169.2，標準偏差 6.3，高３の時の身長の平均 169.8，標準偏差 6.2）。検定の結果 $t$=4.57，自由度は 47，$p$<.001 であったとする。本文には，「$t$（自由度）=$t$ 値，$p$=$p$ 値」を記入するので，この場合の本文への書き方の一例としては，「（ある集団の男子の高２の時と高３の時の身長の平均値に差があるかどうかを検証するために，対応のある $t$ 検定を行った結果，）高２の時と高３の時の身長の平均値間で有意差が認められた（$t$（47）=4.57，$p$<.001）。」となるだろう。なお，標本において「差がない」という帰無仮説を検証しても，それが母集団にあてはまるとはいいきれないことにも注意しながら本文を書くことが大切である。なお，結果を表で表すときは，１回目と２回目を並列して表すとわかりやすい。

3）３群以上の差の検定：一元配置分散分析

各群から得られたデータが量的変数であり，正規分布している場合，３群以上の差の検定をする際には分散分析を行うことができる。$F$ 値の検定統計量を確認し，群内変動に対して，群間変動の比率が大きい場合に，「母集団において差がある」と考える。量的変数の値を群に分ける質的変数のことを「要因」といい，要因によって分けられる群のことを「水準」という。1つの量的変数に対して，群に分ける要因が１つである場合，「一元配置分散分析」あるいは「一要因分散分析」と呼ぶ。ここでは対応のない一元配置分散分析の例を挙げながら解説する。

例えば，ある集団の高校 1〜3 年生男子の立ち幅跳びの平均値は，学年によって差があるかについて検証していく。ここでは「要因」が学年であり，水準が「1年」「2 年」「3 年」の各群である。

結果の作表の一例を**表２**に挙げる。この例では「$F$（2, 216）=11.62，$p$<.001 で有意であった。」と書くことができる。$F$ 値は２つの自由度を取るが，一つ目の自由度は「群間」の自由度であり，群の数から１をひいた値になるので，3−1=2 となる。そして，２つめの自由度は「群内」の自由度で，（各群におけるデータ数 $n$−1）の合計になるので，（73−1）＋（73−1）＋（73−1）＝216 となる。分散分析の結果，「高校 1〜3 年男子の立ち幅跳びの平均はすべて等しい」という帰無仮説を棄却し，「高校 1〜3 年男子の立ち幅跳びの平均には差があるということが示唆された。」と書くことができる。また，３群間のうちどの群とどの群で差があるかを調べるためには，多重比較を行う。多重比較の方法については，誌面の関係上，本稿で詳述することは控えるが，Dunnett の T3 を用いて比較検討を行ったため，そのことを結果の表に記入している。本文への書き方の一例としては「高校生の各学年において，立ち幅跳びの計測値の平均値に差があるかどうかを検証するために，学年を要因とした一元配置分散分析を行った。その結果，有意な主効果が認められ（$F$(2, 216)=11.62，$p$<.001），学年によって平均値に差があることが示唆された。Dunnett の T3 法による多重比較の結果，高１の平均値は，高２，高３の平均値より有意に短かった。」となるだろう。

（2）順序尺度データの分析

1）対応のない２群の差の検定：Mann-Whitney の $U$ 検定

対応のない２群の変数データが順序尺度（間隔尺度，比例尺度も可）であり，各群から得られたデータが正

＜作表の一例＞

**表２**　高校生男子の学年による立ち幅跳びの計測値の平均の比較（cm）

| | 学年 | *n* | 平均 | 標準偏差 | *F* 値 | *p* 値 | 多重比較：*p* 値 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 立ち幅跳び | 1 | 73 | 197.0 | 37.6 | | | |
| | 2 | 73 | 219.3 | 22.3 | 11.62 | ＜.001 | 1＜2：＜.001<br>1＜3：.007 |
| | 3 | 73 | 213.3 | 24.4 | | | |
| | | | | ⋮ | | | |

一元配置分散分析，Dunnett の T3 による多重比較

＜作表の一例＞

**表３**　校種別不定愁訴得点の比較

| 校種 | *n* | 中央値（四分位範囲） | *p* 値 |
|---|---|---|---|
| 中学 | 482 | 23（18-28） | ＜.001 |
| 高校 | 596 | 26（21-30） | |
| | | ⋮ | |
| 合計 | 1078 | 25（19-30） | |

Mann-Whitney の *U* 検定

＜作表の一例＞

**表４**　高校生の学年別不定愁訴得点の比較

| 学年 | *n* | 中央値（四分位範囲） | *p* 値 | 多重比較：*p* 値 |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 151 | 27（20-31） | | |
| 2 | 165 | 26（21-30） | .004 | 2＜3：.003 |
| 3 | 156 | 28（24-32） | | |
| | | ⋮ | | |
| 合計 | 472 | 27（21-30） | | |

Kruskal-Wallis 検定，Bonferroni の補正による多重比較

規分布していない場合は，外れ値[注3)]などを含むこともあるため平均値がそのデータの代表値とはいえないことがある。この場合は比較する２群のデータを順位に変換して検定統計量 *U* を計算する。⑴，1）で示した「対応のない *t* 検定」に対応するノンパラメトリック検定であると考えるとよい。なお，Mann-Whitney の *U* 検定を行う際は，散布度の等質性を前提条件としていることにも注意を払う必要がある[4]。

例として，ある集団（中学生 $n$=482，高校生 $n$=596）で，校種別（中・高）に不定愁訴得点（自覚症状等が「毎日ある」を３点～「全くない」を０点として 14 項目合計したもの）の分布中心（中央値）に差があるかどうかを検証してみる。

作表の一例を**表３**に示す。Mann-Whitney の *U* 検定では，平均値の差を比較していないため，作表の際は平均や標準偏差ではなく，中央値と四分位範囲を書くことが推奨される。結果の書き方の一例としては，「中高生を対象として，校種別（中・高）に，不定愁訴得点の分布中心（中央値）に差があるかどうかを検証するために Mann-Whitney の *U* 検定を行ったところ，高校生の方が 0.1% 水準で有意に不定愁訴得点が高かった（高いことが示唆された）。」となるだろう。

[注3)]外れ値とは，分布からかけ離れた極端な値のこと。

**2）対応のない３群以上の差の検定：Kruskal-Wallis 検定**

対応のない３群以上の変数データが順序尺度（間隔尺度，比例尺度も可）であり，各群から得られたデータが正規分布していない場合は，Kruskal-Wallis 検定を行う。⑴，3）で示した「一元配置分散分析」に対応するノンパラメトリック検定であると考えるとよい。Mann-Whitney の *U* 検定と同様に，結果を記述する際には中央値と四分位を書くことが推奨される。

例として，ある集団（高１　$n$=151，高２　$n$=165，高３　$n$=156）で，1）と同じ不定愁訴得点に，学年ごとで差があるかどうかを検証してみる。

作表の一例を**表４**に示す。1）と同様に，Kruskal-Wallis 検定も平均値の差を比較しているわけではないので，作表の際は中央値と四分位範囲を書くとよい。またここでは Bonferroni の補正による多重比較を行っているため，多重比較の結果も示している。本文への書き方の一例としては「高校生の各学年において，不定愁訴得点の分布中心（中央値）に差があるかどうかを検証するために Kruskal-Wallis 検定を行った。その結果，有意差が見られ（$p$=.004），学年によって分布中心（中央値）に差があることが示唆された。Bonferroni の補正による多重比較の結果，高２と高３で有意差がみられ，高３の不定愁訴得点は，高２より 1% 水準で有意に高かった。」などとなるだろう。

**⑶　名義尺度データの分析**

**1）$\chi^2$ 検定**

「性別」や「○○の有無別」といった名義尺度デー

タによって区分された度数に偏りがあるかどうかを検定するのが $\chi^2$ 検定である。$\chi^2$ 検定には適合度の検定と独立性の検定があるが，ここではよく用いられる独立性の検定について解説する。まず，「χ」は「X（エックス）」とは違うため，記述する際に「カイ」と入力して変換するとよい。

帰無仮説としては，「2 つの変数は独立している（関連（連関）していない）」となる。つまり，期待度数と観測度数の間に差がないということになる。期待度数というのは，周辺度数との比率から求められる度数のことである。表 5 の周辺度数をみると，B1：B2 が 100：200 となっているので，B1：B2 が 1：2 の割合であることがわかるが，このときに A1 の B1：B2 も 1：2，A2 の方の B1：B2 も 1：2 となるような度数のことをいう。つまり 2 つの変数間に関連がない場合の度数ということになるが，この「期待度数と観測度数の間に差がない」ということが帰無仮説となる。一般的には $p$ 値が 5% 未満であれば帰無仮説を棄却して「期待度数と観測度数の間に偏りがある」となる。この際，残差（観測度数−期待度数）が正の数（+）のときは，その二つの変数の値は，「一方がある値を取ると，もう一方もその値をとるものが多い」という解釈になる。逆に残差が負の数（−）のときは，「一方がある値を取ると，もう一方もその値をとるものが少ない」という解釈になる。

例として，ある集団（男子 $n$=570，女子 $n$=839）で，性別によって朝食時の会話の有無に差があるかどうかを検証してみる。帰無仮説は「性別によって朝食時の会話の有無が異ならない」であり，対立仮説は「性別によって朝食時の食事中の会話の有無が異なる」となる。$\chi^2$ 値を計算するとき，自由度は（行数−1）×（列数−1）なので，2×2 のクロス表の場合（2−1）×（2−1）=1 となり，自由度 1 の $\chi^2$ 分布に従う。$\chi^2$ 分布は自由度によって形状が異なる（図 3）。作表の一例は表 6 の通りである。$\chi^2$ 検定をしたときには，$\chi^2$（自由度）=$\chi^2$ 値，$p$=有意確率　を書くため，この例の場合の本文への書き方の一例としては「（性別と朝食時の会話の有無に関連（連関）があるかを検証するために $\chi^2$ 検定を行った結果，）$\chi^2$（1）=5.92，$p$=.015 で有意な関連（連関）が認められた。」となるだろう。この解釈について補足するために，表 7 に $\chi^2$ 検定のクロス表出力例を示す。先述した残差を確認すると，「女子」と「会話あり」で残差が正の数（+）になっていることがわかる。よって，女子は，朝食時に会話をしている割合が高いということが示されたことになるだろう。

表 5　クロス集計表と期待度数

**2×2クロス集計表**

| | *B1* | *B2* | 計 |
|---|---|---|---|
| *A1* | 70 | 80 | 150 |
| *A2* | 30 | 120 | 150 |
| 計 | 100 | 200 | 300 |

周辺度数

**2×2クロス集計表の期待度数**

| | *B1* | *B2* | 計 |
|---|---|---|---|
| *A1* | 70 | 80 | 150 |
| 期待度数 | 50 | 100 | 150 |
| *A2* | 30 | 120 | 150 |
| 期待度数 | 50 | 100 | 150 |
| 計 | 100 | 200 | 300 |
| 期待度数 | 100 | 200 | 300 |

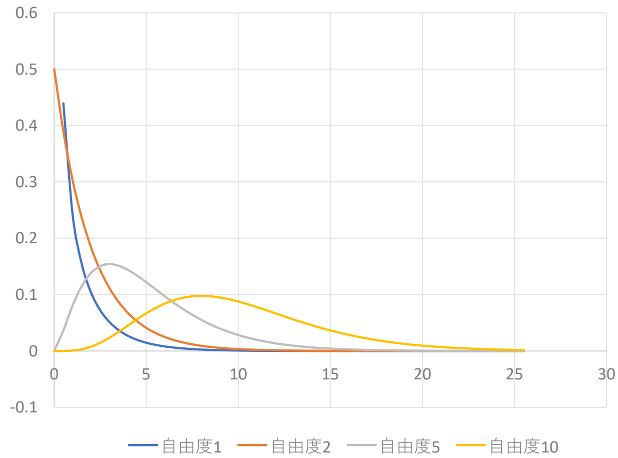


図 3　$\chi^2$ 分布

なお，期待度数が5未満の場合は，Fisher（フィッシャー）の正確確率検定を行うことが多い。その場合は，表の最下部に「$\chi^2$ 検定またはFisherの正確確率検定による」などと表注をつけておくとよいだろう。

＜作表の一例＞

**表6**　性別による朝食時の会話の有無の比較

（$n$＝1409）

| | 会話あり | 会話なし | $p$ 値 |
|---|---|---|---|
| | $n$（%） | $n$（%） | |
| 男子 | 331（58.1） | 239（41.9） | .015 |
| 女子 | 541（64.5） | 298（35.5） | |
| ⋮ | | | |
| 合計 | 872（61.9） | 537（38.1） | |

$\chi^2$ 検定による

## Ⅲ．「結果」を書く時の注意点

ここまで，初学者のための統計解析とその結果の書き方について述べてきたが，結果を書く際の注意点をいくつか記す。

「Ⅲ．結果」には，まず対象者の概要を**表1**としてまとめることが多い。読者に対象者の属性を伝えることは大事なことであるので，まずは**表1**で示すとよいだろう。

なお，統計解析の結果について作表する際は比較対象となっている項目を隣同士に配置する（平均値，標準偏差，など）と見やすい。また，表は原則1点400

**表7**　性別による朝食時の会話の有無の比較（クロス表出力例）

| | 会話あり | | 会話なし | | 計 | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | $n$ | （%） | $n$ | （%） | $n$ | （%） |
| 男子 | 331 | (58.1) | 239 | (41.9) | 570 | (100.0) |
| 期待度数 | 353 | | 519 | | 570 | |
| 残差 | -22 | | 22 | | | |
| 女子 | 541 | (64.5) | 298 | (35.5) | 839 | (100.0) |
| 期待度数 | 217 | | 320 | | 839 | |
| 残差 | 22 | | -22 | | | |
| 合計 | 872 | (61.9) | 537 | (38.1) | 1409 | (100.0) |
| 期待度数 | 872 | | 537 | | 1409 | |

# 統計的検定の結果を表記するときの注意点

- 統計概念の記号として用いる文字は、基本的にイタリック体とする。（*M, SD, t, F, p,r* など）
- 各種統計的検定の結果を表す際は、以下のように記すとよい。
  （例）$F$(1, 131)=1.13, $p$=.298
  　　$t$(131)=10.16, $p$<.001
- 本文と表の統計的有意検定の結果を表示する際は、正確確率を小数点第2位もしくは第3位まで報告することが望ましい（「$p$<.05」ではなく「$p$=.023」のように記す）。ただし、統計ソフトで.000と表されている場合に、そのまま記述してはいけない。これは「0」を意味しているのではないため、「$p$<.001」と記す。
- 正確確率を表示することでかえって見づらくなるような場合は、「$p$<」形式を用いることもある。その場合は、*$p$< .05, **$p$< .01, ***$p$< .001　のようにアスタリスクを用いて記入する。
- 1を超えることのない統計量の場合は、小数点の前に0をつけずに表示することができる（たとえば相関係数、有意水準など）。0をつけずに「.023」のように小数点以下のみとすることができる。
- 母集団における総ケース数を $N$と表し、標本におけるケース数を$n$と表す。

※AMA Manual of Style A Guide for Authors and Editors 11th Edition. Oxford University Press, 2020. および、American Psychological Association, Publication Manual of the American Psychological Association Seventh Edition. USA, 2020. 等を参照。

**図4**　統計的検定の結果を表記するときの注意点

字換算となるため，一つの表の中で多くの結果をまとめたくなると思うが，項目をそろえてなるべく見やすいよう配置するように心がけたい。また，表の見出しは，簡潔かつ明確で，タイトルから内容が簡単に推測できることが望ましい。さらに，統計ソフトのアウトプットをそのまま掲載するのは不可である。情報を整理し，見やすい表の作成を心がけたい。

最後に，統計的検定の結果等を表記するときの注意点として**図 4** にまとめた。「小児保健研究」は，多職種の方々によって投稿されるため，これまで統計的検定の結果の表記については統一することが難しかったが，AMA Manual of Style　A Guide for Authors and Editors 11th Edition. Oxford University Press, 2020. および，American Psychological Association. Publication Manual of the American Psychological Association Seventh Edition. USA, 2020. 等を参照し，整理することを試みた。今後，投稿する際に参考にしていただければ幸いである。

## Ⅳ．お わ り に

「小児保健研究」は，多職種の方々が，それぞれの研究成果や知見を情報共有できる大変貴重な場である。初学者にとっては，統計解析を難しく感じるために，論文投稿のハードルを高くしている可能性があるように思う。本稿では特に初学者向けに統計解析とその結果の書き方について紹介してきた。少しでも論文投稿の際に，お役に立てれば幸甚である。

利益相反に関する開示すべき事項はありません。

## 文　　献

1）公益社団法人日本小児保健協会．“多職種のための投稿論文書き方セミナー”．https://www.jschild.or.jp/research/archive/seminar/（参照 2022.11.07）
2）山田剛史，村井潤一郎．よくわかる心理統計．京都：ミネルヴァ書房，2004.
3）宮井信行．第 3 回差の検定（1）―2 群の標本の比較―．学校保健研究　2016; 58: 180-184.
4）名取真人．マンホイットニーの $U$ 検定と不等分散時における代表値の検定法．霊長類研究　2014; 30: 173-185.
5）原田　章，松田幸弘．統計解析の心構えと実践．京都：ナカニシヤ出版，2013.
6）JAMA Network. AMA manual of style: a guide for authors and editors 11th edition. Oxford University Press, 2020.　https://www.amamanualofstyle.com/ (accessed 2022.11.07)
7）American Psychological Association. Publication manual of the American Psychological Association seventh edition. USA, 2020. https://apastyle.apa.org/products/publication-manual-7th-edition (accessed 2022.11.07)
8）American Psychological Association. Publication manual of the American Psychological Association sixth edition. Washington DC: APA, 2009.（前田樹海，江藤裕之，田中建彦訳．APA 論文作成マニュアル［第 2 版］．東京：医学書院，2011）.
9）日本心理学会機関誌等編集委員会．執筆・投稿の手引き 2015 年版　第 2 版．東京：金子書房，2019.