

## 統計検定を理解せずに使っている人のために III

池田郁男

東北大学大学院農学研究科

1回目は、母集団、標本、母分散、母標準偏差、標本分散、標本標準偏差、不偏分散、不偏標準偏差について主に記述した。2回目では、パラメトリック検定の基本、標準誤差、2群間の検定、*t*検定の原理、有意水準、両側検定、片側検定、*paired* と *unpaired t* 検定の違い、等分散性の検定、ノンパラメトリック検定の原理や利点、欠点について述べた。

最終回は、パラメトリック検定の多重比較（3群以上の検定）、一元配置分散分析、二元配置分散分析を中心に記述する。内容がしだいに複雑になることはお許しいただきたい。なお、図番号は前回からの通し番号である。

## 多重比較（図34）

今回の内容は、特別に断らない限り、パラメトリック法の対応のない独立した多群の検定で議論を進める。ノンパラメトリック法や対応のある場合は、その都度、断ったうえで挿入する。今回は2群間の比較について述べた。実験研究では群数が3群以上になることはよくある。たとえば、対照群、試験物質1群、試験物質2群…と群数が増え、それぞれの群間の相互比較を行いたい場合である（なお、二元配置分散分析に相当する試験の場合は後述する）。一般的に、3群以上ある場合にそれぞれの群同士の群間比較は多重比較を用い、2群での検定

法を何度も繰り返してはならない（理由は後述する）。2群間の検定の繰り返しはいまだに研究論文で見かけることがあるが、真似してはならない。図34にあるように、3群以上のパラメトリック検定では一般的に多重比較を行う前に一元配置分散分析が行われる。一元配置分散分析は英語の *one way analysis of variance* を略して *one way ANOVA* と呼ばれる。多くの統計書には、まず *one way ANOVA* を行って有意差があれば多重比較を行うと記述されている。*one way ANOVA* は統計アプリでは自動的に行われる場合が多いが、その結果を無視し群間比較の結果だけを見ている方も多いのではないだ

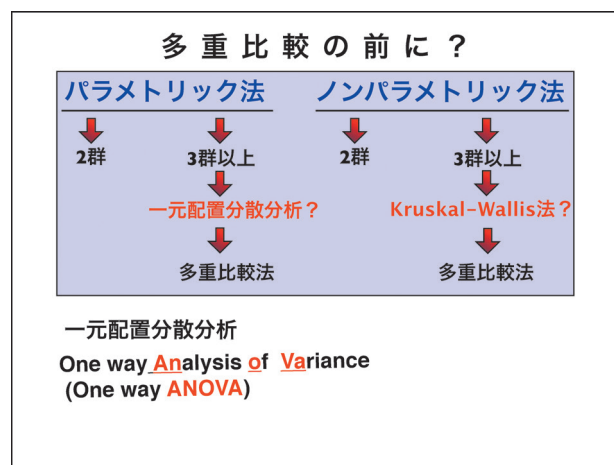


図34 ■ 多重比較

ろうか？ しかし、重要な研究結果を見逃すことになるかもしれないので、どのような考え方で一元配置分散分析が行われているかは、一応は理解しておく必要がある。

### 一元配置分散分析の考え方 (1) (図35)

分散とはバラツキ方であることはすでに述べた。分散分析とは、3群以上ある場合、たとえば、対照群に対して2種類の試験物質を試験したとき（合計3群）、試験物質が何らかの影響を与えたかどうかをバラツキ方を用いて調べようとする検定法である。あくまでも、何らかの影響があったかどうかの検定であって、群間比較ではない。

本セミナーでは、基本的な考え方のみを記述し、詳細な計算方法は記述しない。概念だけを掴んで欲しいが、それでも込み入った話になるので注意して読んで欲しい。一元配置分散分析はパラメトリック検定であるから、データは正規分布することが前提である。図35の左上グラフを見て欲しい。今、一つの母集団から6個の標本データを取り出す。これを3回繰り返して3つの群を作り、それぞれの群の平均値を  $X_1, X_2, X_3$  とする。また、3群のすべてのデータの総平均値を  $\bar{X}$  と定義する。左上図では3つの群のデータと平均値をわかりやすいようにずらして示している（赤丸、緑三角、青四角の3群）。今第1群（赤丸）の6つのデータを  $x_{11}, x_{12}, \dots, x_{16}$  と番号をつけ、右から2番目のデータ  $x_{12}$  を代表の標本データとして考える。ここで、標本データ  $x_{12}$  だけを取り出した図35右上グラフをみて欲しい。ここで、標本データ  $x_{12}$  が総平均値  $\bar{X}$  からどれくらい離れた（変動した）ところにあるかを考える。総平均値  $\bar{X}$  からの離れ

方を「総変動」と名づけると、総変動は  $(x_{12} - \bar{X})$  を計算すればよい。次に、第1群の平均値  $X_1$  から  $x_{12}$  がどれくらい離れているかを考えると  $(x_{12} - X_1)$  を計算すればよい。これは第1群内での変動であるから「群内変動」と名づける。さらに、第1群の平均値  $X_1$  が総平均  $\bar{X}$  からどれくらい離れているかは  $(X_1 - \bar{X})$  で求めることができる。これを「群間変動」と名づける。そうすると、「総変動」は「群間変動」と「群内変動」を足したものであることがわかる（図35右下式）。分散の計算方法の項で述べたように、これら変動はプラスになる場合とマイナスになる場合があるので、平方することに決まっている。この計算を3群の全標本データで行い、それぞれを合計する。そうすると面白いことに、データ全体のバラツキ方である（総変動）<sup>2</sup> の合計＝（群間変動）<sup>2</sup> の合計＋（群内変動）<sup>2</sup> の合計の式が成り立つのである。そんなバカな！と思われるかもしれないが、実際のデータで計算すると必ず成り立つのである。実際の計算例は『分散分析のはなし』<sup>(1)</sup> を参照されたい。

何が言いたいかというと、つまり、すべての標本データのバラツキ方の合計である「（総変動）<sup>2</sup> の合計」は「（群間変動）<sup>2</sup> の合計」と「（群内変動）<sup>2</sup> の合計」だけで考えればよく、そのほかの因子を考慮する必要はないということである。

### 一元配置分散分析の考え方 (2) (図36)

それでは、群間変動と群内変動を用いて、どのようにして検定するのであろうか？ 図36の左上のグラフは図35の左上と同じである。では、図36の右上グラフを見て欲しい。左上グラフと3群の平均値は全く同じとする（すなわち群間変動は同じ）。しかし、群内のデータのバラツキが左上グラフよりも小さいため、群内変動が小さいことがわかる。したがって、左上グラフに比べ右上グラフでは、3つの群の間に明確な差があるように見える。この原理を利用したのが一元配置分散分析である。具体的には、自由度を加味した（群間変動）<sup>2</sup> の総和を（群内変動）<sup>2</sup> の総和で割り算する（図36左下式）<sup>\*1</sup>。この割り算の値を  $F$  とする。

ここで、同一母集団から3群のデータを取り出し  $F$  値を求めることを、何度も繰り返して、 $F$  値がどのような分布をするか求めると、図36右下グラフにあるような分布をすることがわかっている。これは  $F$  分布と呼ばれる。

<sup>\*1</sup> 自由度で割るというのは第1回の図9、10で述べた考え方と同じである。

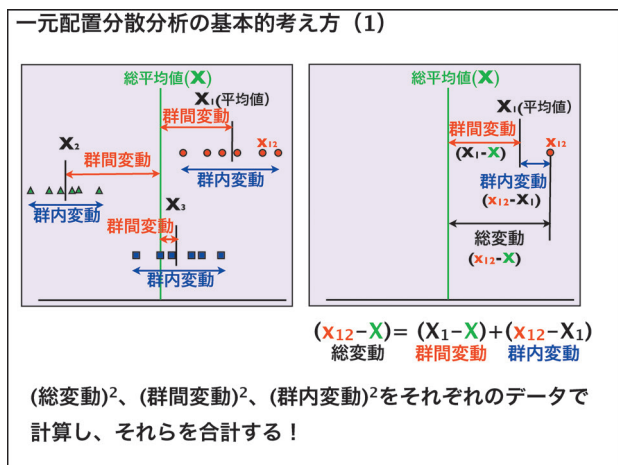
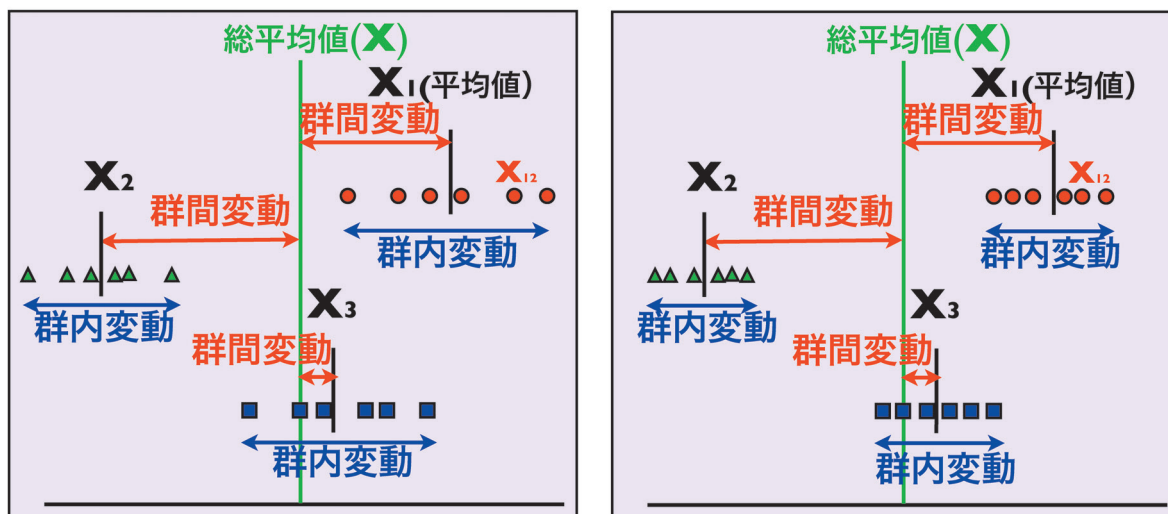


図35 ■ 一元配置分散分析の考え方 (1)

## 一元配置分散分析の基本的考え方 (2)



$$F = \frac{(\text{群間変動})^2 \text{の総和} / \text{自由度}}{(\text{群内変動})^2 \text{の総和} / \text{自由度}} \rightarrow F \text{ 分布に従う}$$

群内変動に対して群間変動が大きくなると  
群間になんらかの変動が起こったと判断する。

群間比較は出来ない。

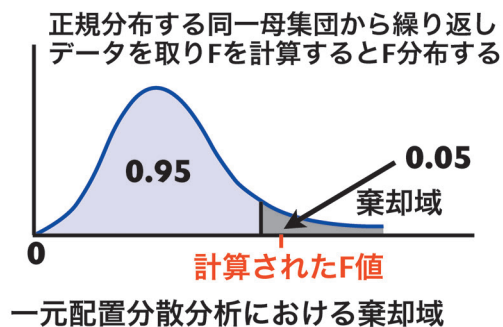


図36 ■ 一元配置分散分析の考え方 (2)

れる。そうすると、同一母集団から取り出した3群のデータであっても、群内変動に対して群間変動がかなり大きくなる場合が稀に起こりうる（すなわち、 $F$  値が大きな値になる）<sup>\*2</sup>。 $F$  分布グラフでは右端あたりになる。有意差の考え方は  $t$  検定の場合と同様であり、計算された  $F$  値が  $F$  分布の右端5%内にいると、同一母集団からのデータと考えるにはあまりにもかけ離れており、滅多に起こらないことが起こったと考えて、「何らかの影響があったことにしよう」と判定するのである（これは  $F$  検定と呼ばれる）。

なお、対応のない一元配置分散分析に相当するノンパラメトリック検定法としては、**Kruskal-Wallis法**がある（図34）。基本的には、2群の検定の場合と同様に、数値を順位に変換して考える検定法であるが、ここでは詳しく述べない。

<sup>\*2</sup> 図36の左上グラフよりも右上グラフのデータのほうが群内変動（ $F$  値の計算式の分母）が小さいので、 $F$  値が大きくなることはわかりいただけるはずである。

また、対応のある関連多群の場合、たとえば、ネズミにある物質を投与する試験で、投与前、投与途中、投与後のパラメータを測定し、ある物質が影響を与えたかどうかを検定する場合、投与前、投与途中、投与後は同じネズミでのデータが得られるので、「対応がある」ことになる。この場合、パラメトリック検定では、**one way repeated measures ANOVA**（反復測定による一元配置分散分析）がある。この検定は繰り返しのない二元配置分散分析と同じである。ノンパラメトリック検定法の場合は**Friedman検定**が知られている。前回も述べたが、ノンパラメトリック検定法はパラメトリック検定法にひけをとらない検定法である。

### 一元配置分散分析は必要か？（図37）

もともと、一元配置分散分析は「何らかの影響があるかどうか」を調べることに役割をもった検定法であり、多重比較の付け足しではない。しかし、少なくともわれ



## 重要

統計の本には、多重比較を行う前に一元配置分散分析を行い、有意差があると、多重比較に進むと書かれているが・・・？

分散分析は多群の効果がいずれも等しいか否かをみるための方法であって、**栄養試験研究などで関心のある、特定の2群間の比較に注目しているわけではない**。特定の2群間の差が見逃される危険性がある。(特に群数が多い場合)



一元配置分散分析をせずに、多重比較を行ってもよい。

らくらく生物統計学 中山書店  
統計的多重比較法の基礎 サイエントリスト社

図37 ■ 一元配置分散分析は必要か？

われの研究分野では一元配置分散分析で「何らかの変動が起こった」だけでは、論文は書きづらい。どの群とどの群同士で違いがあるのかが知りたいことが多い。多くの統計書には一元配置分散分析で有意差が得られ「何らかの変動が起こった」と判断されると、多重比較に進むことができると記されている。これを忠実に守り、思いどおりの実験結果が得られれば問題はない。実際、そのとおりにされている研究者は多いことと思われる。

ところが、データをよく見ると、有意差がありそうな群間同士で有意差がない！ という場合がしばしば起こる。実際、一元配置分散分析を行わずに（無視して）多重比較を行うと有意差が得られるのに、一元配置分散分析では有意差がないため多重比較ができない！ という場面が起こりうる。以前は、こういう場合に有意差があるとしてよいものかどうか、大いに悩んだものである。しかし、『らくらく生物統計学』<sup>(2)</sup> や『統計的多重比較法の基礎』<sup>(3)</sup> には、一元配置分散分析の限界が記述されている。図37に書いたように、分散分析はまさしく「何らかの変動が起こった」ことを調べるための方法であり、食品機能性試験や栄養試験などで関心のある、特定の2群間の比較に注目しているわけではない。たとえば、多数の食品成分を同時に試験してみて、ある一つの成分だけが有効性を示し、そのほかの成分は全く変化を生じなかった場合、一元配置分散分析では差が得られないことがありうる。これは群数が増えるほど起こりやすい。この原因は一元配置分散分析の考え方に由来する。図36を見て欲しい。 $F$ は $((\text{群内変動})^2 \text{の総和} / \text{自由度})$ に対する $((\text{群間変動})^2 \text{の総和} / \text{自由度})$ の比であった。群内変動に対して群間変動が大きければ、 $F$ 値は大きくなり有意となる。ここで、群内変動は同じと仮定すると、群間変動の大小で $F$ 値は決まる。もし、多数

## 多重比較のみでOK

ANOVAで有意差が出なくても、 $F$ 統計量を用いない多重比較では、有意差が出ることがある。

$F$ 統計量を用いない多重比較は、前もってANOVAをしなくても良い。

→ **Dunnet, Tukey-Kramer, Bonferroni**

## 一元配置分散分析で有意差があれば多重比較

$F$ 統計量を用いる多重比較は、前もってANOVAをしなければいけない。

ANOVAで有意差が出なければ、 $F$ 統計量を用いる多重比較でも、有意差は出ない。

→ **Scheffe, Games/Howell, Fisher PLSD**

図38 ■ 多重比較のみでよい検定法

の群がある場合、そのなかのある1群だけが群間変動が大きく、そのほかの群の群間変動がほとんどない場合、群間変動の総和はそれほど大きくならず、ある1群だけの変動は埋没してしまうのである。実際にその例が、『らくらく統計学』に記載されている<sup>(2)</sup>。

『統計的多重比較法の基礎』<sup>(3)</sup> においては、さらに積極的に、「多重比較法と通常の一元配置分散分析は別物であり、多重比較法を適用するときは、その手順のなかに示されていない限りは $F$ 検定による一元配置分散分析を併用するべきではない」と述べている。理由として、「検定の多重性」を生じるためとしている<sup>\*3</sup>。

## 多重比較のみでよい検定法 (図38)

以上のことから、一元配置分散分析を行わず、多重比較のみでよいとされる多重比較法がある<sup>(3)</sup> (図38上側)。最近よく用いられるDunnet法、Tukey-Kramer法<sup>\*4</sup> およびBonferroni法である。これらは、図36の $F$ 検定が考え方のなかに組み込まれていない。一方、図38の下側に示している方法は、 $F$ 検定が組み込まれた検定法であり、一元配置分散分析の $F$ 検定で有意差がでなければ、多重比較でも差が得られない。

<sup>\*3</sup> あるデータに対して、統計検定を繰り返すことはよくないと考えられている。理由は、有意水準が5%以上に上昇してしまうためである(後述する)。例としては、ここでの一元配置分散分析+多重比較に加えて、3群以上ある場合のそれぞれの群間比較で $t$ 検定を繰り返し用いることなどが挙げられる。

<sup>\*4</sup> なお、Tukey法と呼ばれるのは、各群の $n$ が同じ場合、Tukey-Kramer法は各群の $n$ がそろっていないでもよい検定法である。後者は $n$ が同じ場合でも利用できる。

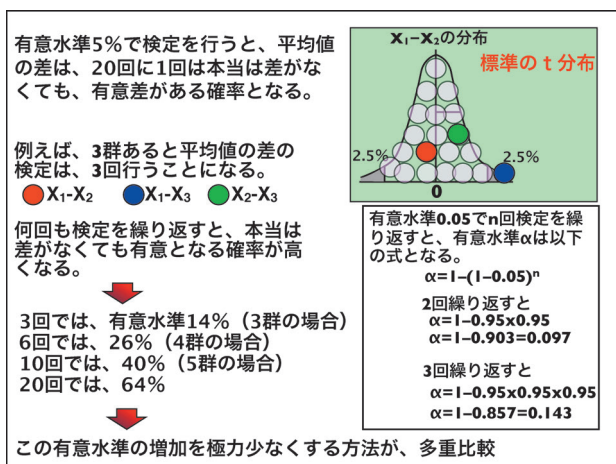


図39 ■ 3群以上あるとなぜ多重比較か？

### 3群以上あるとなぜ多重比較か？ (図39)

前回の図21で示したように、ある母集団から取り出した標本平均同士の差 ( $X_1 - X_2$ ) をとり、これを何度でも繰り返すと正規分布し、不偏分散を用いると  $t$  分布する。 $(X_1 - X_2)$  の値が  $t$  分布のかなり外れたところ (両側検定では両側の2.5%) にあると、滅多に起こらないことが起こったと考えて、危険率5%で有意差ありと判定した (図22, 23)。さらに、危険率5%は20回に1回は起こる確率であることも述べた (図23)。

ここで、もう1群増えて合計3群の試験を行った場合どうなるかを考える。まず、ある母集団から3群取り出して、それぞれの平均値を  $X_1, X_2, X_3$  とする。これら3群でそれぞれ差を比較すると、差の検定は、 $(X_1 - X_2)$ ,  $(X_1 - X_3)$ ,  $(X_2 - X_3)$  の3回行うことになる (図39左上)。そうすると、もともと有意水準5%での1回の検定では20回に1回は、本当は差がなくても有意となる確率であるから、これを3回繰り返してしまうと、有意となる ( $t$  分布の両側2.5%に入ってくる) 確率が高くなることが、感覚的に理解いただけると思う (図39右上グラフ)。具体的に確率を計算すると、3群で3回検定を行うと、有意とならない確率は  $(1 - 0.05) \times (1 - 0.05) \times (1 - 0.05) = 0.86$  となり、有意水準が14%に上昇する (図39右下および左下)。4群になると群間比較は6回繰り返しとなり有意水準26%, 5群では10回繰り返しとなり有意水準40%に上昇する。このように、群数が増えれば増えるほど、本当は差がないのに偶然どこかに有意差がでてくる確率が高くなる。

このような多重性の問題を解決するために、有意水準の増加を極力少なくしたのが多重比較である。詳しくは述べないが、簡単に言えば、有意水準を狭めることで、

### 多重比較法は

一般的に、 $t$  検定よりも厳しい。  
 群数が増えれば増えるほど厳しくなる。

いたずらに、群数を増やすべきではない。  
 2群の試験 ( $t$  検定) が最も有意差はしやすい。

また、例えば、Tukeyの検定法では、  
 全群のデータのばらつき (群内変動の総和) を基準にして、各群間の差が十分大きいと有意差ありと検定する。

平均値とばらつきの大きい群があると、その群に引きずられ、平均値の小さな2群同士の有意差が出にくくなる。

ノンパラメトリック検定を試すべき！

図40 ■ 多重比較は  $t$  検定よりも厳しい！

全体の有意水準を5%に調整するのである<sup>\*5</sup>。

### 多重比較は2群間の比較よりも厳しくなる！ (図40)

多重比較では有意水準を狭めているから、当然のことながら、一般的に2群のみの比較よりも検定は厳しくなり、群数が増えれば増えるほどさらに厳しくなる (図40)。したがって、研究を行う際に、あれもこれもと考えて多群で一度に実験してしまうのは考えものである。目的をはっきりもち、極力群数を減らす努力をしたほうがよい。

多重比較の例として、よく用いられる Tukey-Kramer法を簡単に記すと、全群のデータのバラツキ方 (群内変動の総和, 図35, 36の群内変動の総和と同じ考え方である) を基準 (分母) にして、各群間の差が十分に大きいと有意差ありと判定する (もちろん多重性の問題が起こらないように有意水準を狭めるように配慮されている)<sup>\*6</sup>。また、最も単純でわかりやすい Bonferroni法では、たとえば3群の場合、差の検定は3回行う必要があるため、単純に有意水準0.05を3で割って、0.017を有意水準とする。このようにすれば、3回検定しても全体の有意水準は0.05に保つことができる。4群の場合は、6回検定を行うので、 $0.05/6 = 0.0083$  を有意水準とする。

<sup>\*5</sup> 理解するのは難しいかもしれないが、詳しくは、文献3や4に書かれている<sup>(3,4)</sup>。

<sup>\*6</sup> 有意差検定の考え方は基本的に  $t$  検定の場合と同じである (前回の図21, 22)。 $t$  検定では2群しかないので、両群のバラツキを足した不偏標準偏差  $u$  を加味した標準誤差  $SE$  が  $t$  値の計算式の分母にきていた。すなわち、データのバラツキが大きい場合、分母が大きくなるため、 $t$  値は小さくなり有意差が出にくくなる。3群以上の場合には、比較したい2群以外のバラツキも加味され、全群のデータのバラツキを足して得られた値が分母にくる。

5群の場合は10回の検定となるので、有意水準は0.005となる。このように、Bonferroni法の場合は特に、群数が増えると有意水準が飛躍的に小さくなり、厳しい検定となるので、5群以上では用いるべきではないとされる。ただし、Bonferroni法の関連法である、HolmやShaffer法ではこの厳しさが改良されているとのことであるが、筆者は実際に検定結果を比較したことがない。

多重比較にはほかにも欠点がある。注意しなければならない一例を挙げる。図40右グラフのように、大きな平均値と大きな標準偏差をもつ群（C群）が存在すると、全体のデータのバラツキ（群内変動）<sup>2</sup>の総和が大きくなり、平均値の小さな2群同士の有意差がでにくくなる（図40のグラフではA群とB群の比較）。そこで、A群とB群だけ取り出して、*t*検定を行うと有意差が得られるが、3群で検定するとA群とB群間には有意差がないということがありうる。実験目的がB群であったら、大問題である。だからといって、C群を外し、あたかもA群とB群の2群の試験であったように見せかけて公表するのは、許されないのご注意いただきたい<sup>\*7</sup>。

なお、図40最下に行っているが、こういう場合、ノンパラメトリック検定が有効かも知れない。そもそも、C群は同一母集団からのデータというパラメトリック検定の基本的な考え方からは外れていると考えられることから、ノンパラメトリック検定を試す価値はある。

### 多重性の問題はほかにもある！（図41）

ここで多重性の問題についてもう少し述べる。図41の上側を読んでほしい。ある実験を行って思うようなデータがでず、再度同じ試験を行うことは、われわれにもある。再実験でよい結果が得られたことから、そのデータを論文にしたとする。よく考えてみると、1回目

<sup>\*7</sup> ただし、たとえば、実験計画段階で、A群は対照群、B群が目的の試験物質群としてA群とB群だけで比較すると計画したとする。しかし、実験自体が妥当なものかどうかを判断する目的で、C群（ポジティブコントロール群）として、B群の試験物質と同様の効果があることがすでに知られている物質を与えた群を設けたと仮定する。この場合、C群を測定項目が妥当な応答をするかどうかを確認するためだけに用いるのであれば、多重比較を適用せず、A群とB群だけで2群間の比較をすることは可能と考えられる。もちろん、決してA群とC群あるいはB群とC群を比較してはならない。さらに述べるならば、当初は多重比較の3群として計画したが、図40のグラフのように、C群があまりにも大きな値となってしまったために、実験終了後にC群を後づけで排除し、A群とB群だけで2群間比較を行うことは許されない（実際問題として、C群をどの段階で定義したかは研究者以外わからないので、研究者の良識の問題になる）。

### 多重性の問題は他にもある！

ある実験を行って、ぎりぎり有意差がでなかった。そこで、もう一度同じ実験を行って、有意差を得たので論文にした。本当にそれでいいのか！

この場合、有意水準は5%ではなく、10%近くに上昇する。何度も同じ実験を繰り返すと有意差がでる可能性が高まる。

20回実験を繰り返せば、本当は差がないのに、60%以上の確率で有意差がでる。その実験だけを論文にしていけないのか？

有意水準5%は、100人の研究者が全く同じ試験を行った場合、5人は、本当は差がないにもかかわらず、有意差を得る確率である。この5人は研究結果を論文にするが、95人はあきらめて論文にしない。このようにして、真実とは異なる研究結果が世の中に回ることとなる！

このような問題点に加えて、測定誤差が上乘せされ、更に混乱する？

図41 ■ そのほかの重要な多重性の問題

と2回目の試験でどちらが正しいかは、実はわからないし、これも多重性の問題に相当する。何度も同じ実験を繰り返すと、そのうちに本当は差がないのに有意差がでる確率が高まる。2回同じ試験を行うと、有意差がでない確率が $(1 - 0.05) \times (1 - 0.05) = 0.90$ となり、有意水準が10%へ上昇する。簡単な*in vitro*試験であれば、思うようなデータがでるまで、何度でもやり直せるが、実は多重性の問題をはらんでいることを認識すべきである。

図41の下側を読んで欲しい。このような恐ろしい結果になると、笑っては済まされない。実は、われわれの身の回りには結構起こっている。筆者自身、ほかの研究者の論文で有効性の示された物質を再試験してもよい結果が得られなかったため、論文にしていない例が少なからずある。研究論文とは必ずしも正しい内容のものばかりが世に出るわけではない。

### さらに多重性の問題！（図42）

さらに、身近なところに多重性の問題は潜んでいる。動物や細胞試験では一度の試験で多くのパラメータを測定する場合がよくある（われわれもそうである）。多重性の問題という観点から考えてみると、一つひとつの測定パラメータは、本当は差がなくても有意水準5%の確率で差がでてくるのである。それでは、20項目測定したらどうであろうか？ 1,000項目ではどうであろうか？ そんなには測定しないと思うかもしれないが、マイクロアレイではありうるのではないかと。1,000項目測定して50項目（全体の5%）に差がでたととしても、それは、統計検定の基本から考えて、本当は差がなくても有意差が出現する確率であることを認識すべきである。



### 測定項目を増やすのも、問題あり！

有意水準5%での検定は、一つの実験で20項目のパラメータを測定すると、そのうち1項目は、本当は差がないはずなのに、有意差が出てくる確率でもあることを認識すべき！  
(マイクロアレイで1000項目測定すると50項目に有意差！)

何の影響も与えない食品成分でも、多くのパラメータを測定すると、有意差が出てくる可能性が高まる。



だからといって、測定項目を減らすわけにも行かない。  
このような有意差には再現性はないはず。  
**真実を見極めることが重要！**

**統計検定とは、そのようなものである事を認識すべき！**

図42 ■ まだまだ多重性の問題！

パラメトリック検定の基本的な考え方からすれば、そうなることが宿命であることは、このセミナーの読者であればご理解いただけるはずである。

このようなことを避けるためには、測定項目は極力減らすのがよいが、実際問題として、それはできないのが普通である。われわれにできることは、再現性を見ることである。偶然の有意差には再現性はないはずであり、真実を見極める必要がある。上述のマイクロアレイであれば、重要な遺伝子は、必ず、PCRなどで確認すべきである。あるいは、別の角度から実験条件を変えて試験を行えばよい。間違いのない真実であれば、実験条件を変えても類似する結果が得られるはずである。前回の図23の項でも述べたが、一回の実験だけを論文化する危険性がここでも見えてくる。良識ある研究者であれば、このような多重性の問題を頭の片隅に置いて、研究を行うべきである。

### 一般に用いられる多重比較 (図43)

比較的よく用いられる多重比較を図43に示す。まずデータに対応のない場合のパラメトリック検定である。各群間を網羅的に比較する場合、一般的に**Tukey-Kramer**および**Bonferroni**法が用いられる。なお、3～4群で行った筆者の経験では、Tukey-KramerとBonferroni法はほとんど同じ検定結果が得られる。ただし、図40の項で述べたように、Bonferroni法は群数が増えると(5群以上)、Tukey-Kramer法よりも厳しい検定となる(有意差が得られにくい)。

**Fisher's LSD**法は多重性が考慮されていないため3群のみに限定される。しかし、統計アプリでは4群以上に用いても結果が表示されるので注意すべきである。

### 多重比較

#### パラメトリック検定

3群限定 **Fisher's LSD (PLSD)法** (最小有意差法)  
(有意差が出やすい。多重性が考慮されていない為3群限定)

3群以上 **Tukey-Kramer法**、**Bonferroni法**

**Control群のみとの比較--Dunnett法**

**Duncanの方法 (使ってはいけない)**  
(**Duncan's multiple range test**)  
(多重性が全く考慮されていない)

#### ノンパラメトリック検定

3群以上 **Steel-Dwass法**

**Control群のみとの比較--Steel法**

図43 ■ 一般に用いられる多重比較

また、第1群が対照群でそれ以外の群が試験群であり、各試験群は対照群のみと比較したい場合は、**Dunnett法**が多重比較よりも有意差がしやすい。Dunnett法はTukey-Kramer法と類似した検定法であるが、対照群とのみ比較するので、網羅的に全群で比較するTukey-Kramer法よりも検定回数が少ない。したがって、Dunnett法はTukey-Kramer法よりも有意水準の狭め方が緩いので、有意差が得られやすいのである。また、群間に順位が想定できる場合、たとえば、あるパラメータが、試験物質の投与量依存的にしだいに上昇するような場合は、**Williams法**が有意差がしやすい。

なお、いまだに一部の研究分野では**Duncanの検定法**(Duncanの多重比較法、Duncan's multiple range test)が用いられている。われわれも多重性の問題が広く明らかになる前は利用したことがある。しかし、この方法は多重性の問題を考慮していないため、使用すべきではない<sup>(3)</sup>。

対応のない場合のノンパラメトリック検定では、図43下にあるように、Tukey-Kramer法に相当するのは**Steel-Dwass法**であり、Dunnett法に相当するのは、**Steel法**である。これらは、われわれの研究分野の論文ではあまり見かけないが、おそらく、統計アプリに組み込まれていなかったことが一因である。最近の統計アプリにはこれらの方法も組み込まれてきている。これらはパラメトリック法と遜色ない検定法である。ノンパラメトリックの多重比較の原理は基本的に2群の検定の場合と同様であるので、ここでは述べない。

一元配置分散分析(2)で述べた対応のある場合のパラメトリック検定は一般の統計書には言及がない場合が多い。すべての群間を比較する場合、Tukey-Kramer法は対応のある関連多群では用いることはできない<sup>(4)</sup>。

しかし、Bonferroni法およびその関連法（Holm法、Shaffer法など）はどのようなタイプの多重比較法でも適用できることから、対応のある場合に利用できる<sup>(4,5)</sup>。また、対照群とだけ比較したい場合は、Dunnnett法が使える<sup>(6,7)</sup>。

対応のある場合のノンパラメトリック検定もまた、統計書にはほとんど記載がない。文献6には、SPSSを用いて、一元配置分散分析のノンパラメトリック版であるKruskal-Wallis法に続いて、多重比較する例が記載されているので参照されたい<sup>(6)</sup>。

## 二元配置分散分析（図44）

二元配置分散分析はtwo way analysis of varianceを略して、two way ANOVAと呼ばれる。一元配置分散分析同様、群間比較を行う検定ではなく「何らかの影響がある」ことがわかる検定法である。一元配置分散分析では、対照群、試験物質1、試験物質2、…という群構成となり、群は横並びであった。しかし、二元配置分散分析では、試験したい因子が2つあり、それら2つの因子がそれぞれ独立して影響を与えるのか、および、相互に影響しあっているかどうかを知りたいという検定である。具体的には、相乗作用あるいは相殺作用を知ることができる点が特徴である。図44の例では、2つの因子としてA因子（発酵茶）とB因子（コレステロール）を挙げた。横並びで示す群構成は、対照群、発酵茶群、コレステロール群、発酵茶＋コレステロール群の4群である。このような群構成を単に多重比較で統計検定している例が多く見られるが、このような場合は二元配置分散分析で処理し結果を考えたほうが、明解になる場合が多い。ただし、本来は実験計画段階において二元配置分散分析で解析することを意識する必要がある。二元配置分散分析としての群構成は、図44の左表のように二次元になる。ここでA因子は2つの水準に分かれ、発酵茶無添加（A1）と添加（A2）である。B因子も同様に2つの水準に分かれ、コレステロール無添加（B1）と添加（B2）である。対照群はA1B1群、発酵茶群はA2B1群、コレステロール群はA1B2群、発酵茶＋コレステロール群はA2B2群と表記する。このような場合、縦がA因子の影響、横がB因子の影響となり、2×2の二元配置分散分析と呼ばれる。A因子あるいはB因子が増えることもありうる。たとえば、別の発酵茶（A3因子）を加えれば、縦が3、横が2の6群構成となり、3×2の二元配置分散分析となる。ここでは、最も簡単な2×2の二元配置分散分析で話を進める。

## Two way Analysis of Variance (ANOVA)で何が知りたいのか？

因子が二つある場合

例えば、A因子 発酵茶添加、無添加  
B因子 コレステロール添加、無添加

|                         | Chol無添加(B <sub>1</sub> )      | Chol添加(B <sub>2</sub> )       |
|-------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| 発酵茶無添加(A <sub>1</sub> ) | A <sub>1</sub> B <sub>1</sub> | A <sub>1</sub> B <sub>2</sub> |
| 発酵茶添加(A <sub>2</sub> )  | A <sub>2</sub> B <sub>1</sub> | A <sub>2</sub> B <sub>2</sub> |

二元配置分散分析で知りたいこと。

1. 因子Aの影響
2. 因子Bの影響
3. AとBは影響し合っているか？  
(交互作用)  
相殺作用、相乗作用

互いに影響を与えていなければ、それぞれの因子ごとに考えればよい。  
互いに影響を与えていれば、2つの因子を切り離しては考えられない。  
---因子AとBの間には交互作用(interaction)があると表現する。(AxB)

図44 ■ 二元配置分散分析

図44の例では、1. 因子A：発酵茶の影響があるかないか、2. 因子B：コレステロールの影響があるかないか、それに加えて、3. 因子AとB：発酵茶とコレステロールは影響し合っているかどうかを知りたいことになる（図44右側）。この項目3は日本語では「交互作用」というわかりにくい単語が割り当てられているが、英語では「interaction」であり、「相互作用」のほうがイメージしやすい。この項目3を知ることができる点が、二元配置分散分析の特徴的な点である。もし、2つの因子が互いに影響していなければ、それぞれの因子ごとの影響を考えればよく、互いに影響を与えていれば、2つの因子を切り離しては考えられない。この場合、因子AとBの間には交互作用があると表現する。

## 二元配置分散分析の基本的考え方（図45）

この項では、二元配置分散分析の考え方を記述するが、難しい場合は読み飛ばしても結構である。

図44の左表を個々のデータを含めて書き直したのが図45左表である。二元配置分散分析の考え方は基本的には一元配置分散分析と同じであるが（図35, 36参照）、データ構成が二次元になっているため、話はかなり複雑である。まず、図45左表で、

1. 各4群の個々の標本データを  $X_{111}, X_{112}, X_{113} \dots$  と表示することとする。また、各4群の平均値を  $X_{11}, X_{12}, X_{21}, X_{22}$  と定義する（ピンクのセル）。
2. 水準A1は横に2群あるが（A1B1とA1B2）、これらは発酵茶無添加の群として、2群合計の平均値を計算する（X1.）（右横の青のセル）。同様に発酵茶添加の2群（A2B1とA2B2）合計の平均値を計算する（X2.）。



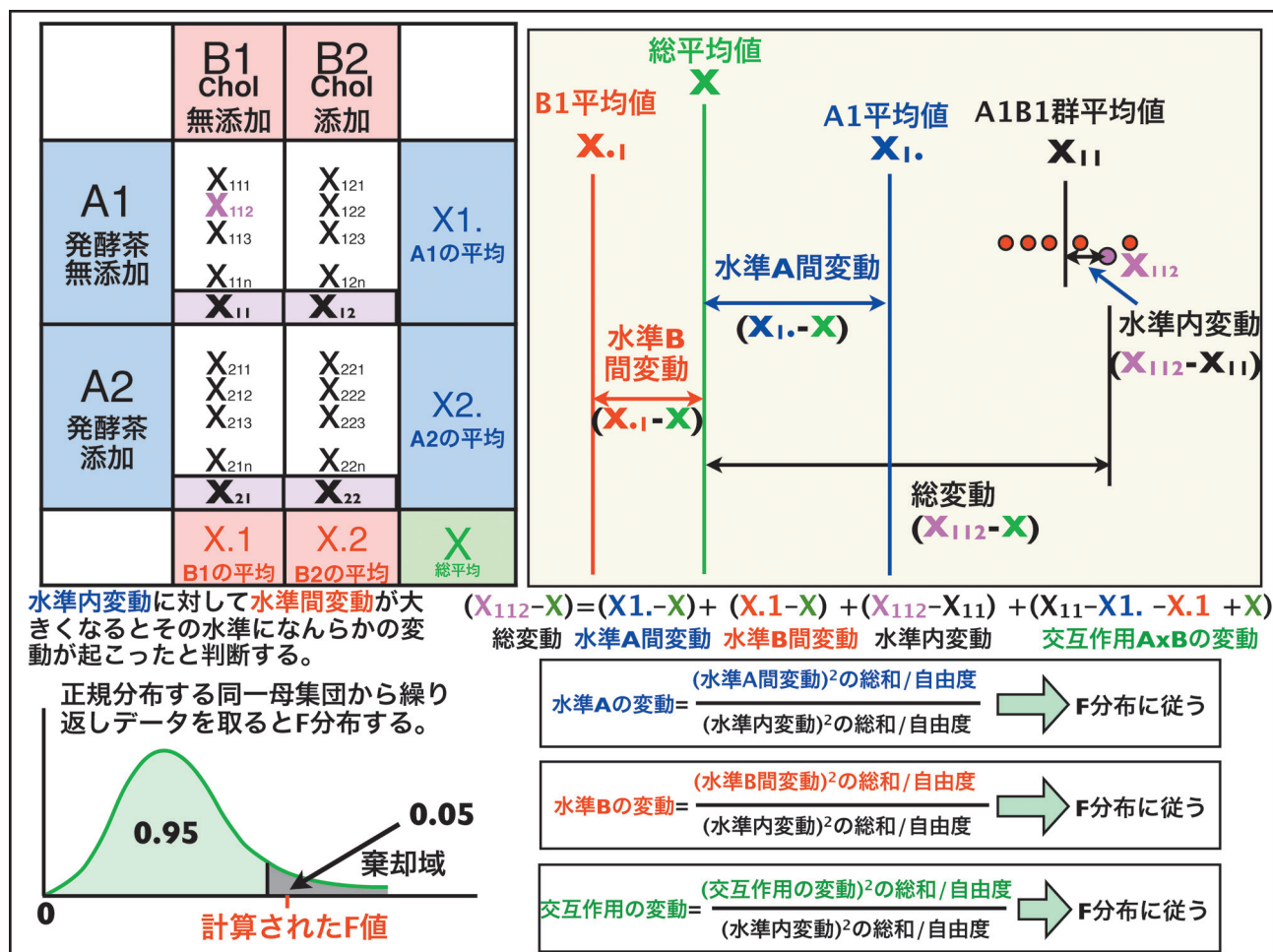


図45 ■ 二元配置分散分析の考え方

- 同様に、水準B1は縦に2群あるが(A1B1とA2B1)、コレステロール無添加の群として、2群合計の平均値を計算する( $\bar{X}_{.1}$ ) (下側の赤のセル)。同様に、コレステロール添加群の場合も(A1B2とA2B2)の合計の平均値を計算する( $\bar{X}_{.2}$ )。

- 最後に、全4群のすべてのデータの平均値を総平均値 $\bar{X}$ と定義する(右下の緑のセル)。

図45左表と右グラフを見ながら読んで欲しい。文字や記号等はわかりやすいように色分けしているので、注意して欲しい。

- 今、A1B1群のある一つのデータ $X_{112}$ (ピンクの文字)が総平均値 $\bar{X}$ からどれだけ離れているか(変動しているか)を考える。これを総変動と名づけると( $X_{112} - \bar{X}$ )で求めることができる。
- 次に、 $X_{112}$ が所属する水準A1(発酵茶無添加2群)の平均値 $\bar{X}_{1.}$ が総平均値 $\bar{X}$ からどれだけ離れているかを考える。これを水準A間変動と名づけると( $\bar{X}_{1.} - \bar{X}$ )で求めることができる。

- 次に、 $X_{112}$ が所属する水準B1(コレステロール無添加2群)の平均値 $\bar{X}_{.1}$ が総平均値 $\bar{X}$ からどれだけ離れているかを考える。これを水準B間変動と名づけると( $\bar{X}_{.1} - \bar{X}$ )で求めることができる。
- 次に、 $X_{112}$ が所属するA1B1群の平均値 $\bar{X}_{11}$ からどれだけ離れているかを、水準内変動と名づけると( $X_{112} - \bar{X}_{11}$ )で求めることができる。
- そこで、総変動を水準A間変動、水準B間変動および水準内変動で表現することを考える。つまり、総変動を水準A間変動+水準B間変動+水準内変動で表現する。数式で書くと( $X_{112} - \bar{X}$ )と( $\bar{X}_{1.} - \bar{X}$ ) + ( $\bar{X}_{.1} - \bar{X}$ ) + ( $X_{112} - \bar{X}$ )である。これはどう考えてもこのままでは等号(=)では結べない。そこで等号で結ぶために、調整項を加える。すなわち調整項を $\alpha$ とすると、( $X_{112} - \bar{X}$ ) = ( $\bar{X}_{1.} - \bar{X}$ ) + ( $\bar{X}_{.1} - \bar{X}$ ) + ( $X_{112} - \bar{X}$ ) +  $\alpha$ である。この式から、 $\alpha$ を計算することができ、 $\alpha = \bar{X}_{11} - \bar{X}_{1.} - \bar{X}_{.1} + \bar{X}$ となる。単なる算数なのでやってみて欲しい。この

$\alpha$ こそが、**交互作用の変動**を表す項となる<sup>\*8</sup>。そうすると、上式は次のようになる（図45、右中間の式）。 $(X_{112} - \bar{X}) = (X_{11} - \bar{X}) + (X_{12} - \bar{X}) + (X_{112} - \bar{X}) + (X_{11} - \bar{X}) - X_{11} - X_{12} + \bar{X}$  つまり、総変動＝水準A間変動＋水準B間変動＋水準内変動＋交互作用の変動である。実際には、一元配置分散分析同様、それぞれの変動は平方する必要がある。

- 次に、全標本データについて、それぞれの（変動）<sup>2</sup>を計算し、合計する。そうすると、一元配置分散分析の場合と同様のことが起こる。すなわち、（総変動）<sup>2</sup>の総和＝（水準A間変動）<sup>2</sup>の総和＋（水準B間変動）<sup>2</sup>の総和＋（水準内変動）<sup>2</sup>の総和＋（交互作用の変動）<sup>2</sup>の総和の式が成り立つのである。したがって、一元配置分散分析の考え方と同様に、総変動は水準Aの変動、水準Bの変動、水準内の変動および交互作用の変動だけで考えればよいことになる。
- ここで、水準Aの変動、水準Bの変動および交互作用の変動を調べる（図45右下式）。調べ方は、一元配置分散分析の場合と同様である。水準Aの変動は自由度を加味して、（水準内変動）<sup>2</sup>の総和を基準（分母）として、（水準A間変動）<sup>2</sup>の総和を分子にしてF値を計算する。この値はF分布するので、F分布の右端5%に入ると、有意な影響があったと判定する（図45左下グラフ）。水準Bの変動および交互作用の変動の場合も計算は同様である。

## 二元配置分散分析の検定結果の解釈（図46）

二元配置分散分析の結果は、A因子の影響、B因子の影響および交互作用の3つが得られる。交互作用はA因子×B因子と表記される場合が多い。まず、交互作用に有意差があるかどうかを見る。交互作用に有意差があるかどうかは図示するとわかりやすい。典型的な変化の例を図46に示している。ある測定値において、左グラフでは発酵茶無添加に比べ、発酵茶を添加するとコレステロール無添加および添加群いずれも平行して増加している。この場合、A因子すなわち発酵茶の影響が有意となる可能性が高い。また、コレステロール無添加に比べ、

2×2の二元配置分散分析では、交互作用があるかどうかは、図示すれば分かりやすい。

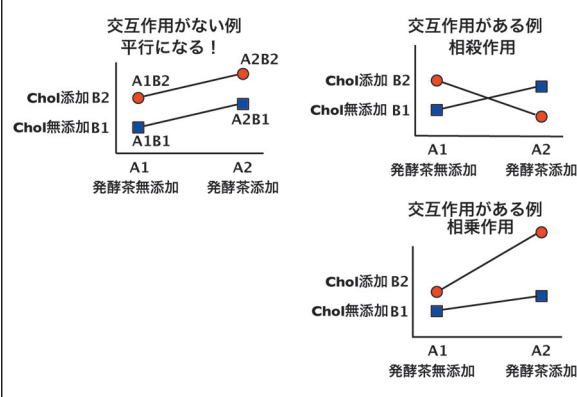


図46 ■ 二元配置分散分析の検定結果の解釈

添加では発酵茶無添加、添加のいずれも平行して高い値を示している。この場合はB因子すなわちコレステロールの影響が有意となる。しかし、このような例では、交互作用は有意とならない。

一方、右上グラフは、コレステロール無添加で発酵茶を添加すると、測定値は増加したのに、コレステロール添加に発酵茶を添加すると測定値が低下している。この場合は、交互作用に有意差が得られ、コレステロールと発酵茶を両方添加すると相殺作用が現れたことがわかる。

右下グラフでは、コレステロール無添加で発酵茶を添加すると、測定値はわずかに増加する程度であったのに、コレステロール添加で発酵茶を添加すると、明らかな増加が見られる。この場合も交互作用に有意差が得られ、コレステロールと発酵茶で相乗作用が発揮されたことがわかる。

## 交互作用に有意差があるとき、ないときの考え方（図47）

### 1. 交互作用に有意差がない場合

交互作用に有意差がなく、A因子かB因子あるいはその両方に有意差が得られた場合、AおよびB因子は互いに影響し合っていないので、A因子およびB因子のみの影響だけを考えればよい。

例として、A因子すなわち発酵茶の影響が有意であるとでたとき、図45の水準A1およびA2の平均値  $\bar{X}_1$  および  $\bar{X}_2$  間の有意差検定が可能となる。しかし、各群間比較、たとえば、 $X_{11}$ と  $X_{21}$ あるいは  $X_{12}$ と  $X_{22}$ の群間比較はできない。論文の中では、発酵茶の影響が有意であったと記述する。また、コレステロールの影響が有意であった場合は、 $\bar{X}_1$ および  $\bar{X}_2$ 間の有意差検定が可能

<sup>\*8</sup> 調整項の  $\alpha$  がなぜ、交互作用の変動を表すのかを頭のなかでイメージすることは困難である。しかし、実際のデータで計算してみると、次の図46左グラフのように、交互作用が見られないデータでは、調整項  $\alpha$  は小さくなり、右グラフのように、交互作用が見られるデータでは  $\alpha$  は大きくなる。実際の計算例は文献1に示されている<sup>(1)</sup>。

## 交互作用がないとき

因子Aおよび因子Bの影響があるか、ないかが分かる。  
各群間比較はできない。

因子Aに有意差が出れば、 $A_1$ と $A_2$ 間の  
有意差検定は可能。例えば、 $A_1B_1$ と  
 $A_2B_1$ 間の検定はできない。

しかし、実際には多重比較を  
行っている論文あり→間違い。

## 交互作用があるとき

因子Aおよび因子Bの影響は参考程度  
にしか分からないため、  
→全群の多重比較を行う（群間比較  
ができる）

|                           | Chol無<br>添加( $B_1$ ) | Chol添加<br>( $B_2$ ) |
|---------------------------|----------------------|---------------------|
| 混合発酵<br>茶無添加<br>( $A_1$ ) | $A_1B_1$             | $A_1B_2$            |
| 混合発酵<br>茶添加<br>( $A_2$ )  | $A_2B_1$             | $A_2B_2$            |

図47 ■ 交互作用の考え方

となるが、もちろん群間比較はできない。コレステロールの影響が有意であったとしか書けない。水準間の検定を行いたい場合は、水準が2つの場合はt検定、3つ以上の場合には多重比較を行うことができる。

ところが、多くの研究者は群間比較をしないと気が済まないらしく、多重比較やt検定で群間比較を行っている論文が多々存在する。

## 2. 交互作用に有意差がある場合

交互作用に有意差が得られたとき、AとB因子は互いに影響し合っていることになるので、両者を切り離しては考えられない。したがって、この場合はA因子の影響（有意差）やB因子の影響（有意差）は参考程度となる（無視するわけではないが）。そこで、4群それぞれを独立した群ととらえ、4群の多重比較を行うのである。つまり、交互作用がある場合は、多重比較による群間比較が可能となる。

筆者の研究分野では、このような二元配置分散分析時の独特の検定方法を理解していない研究者はかなり多く、正しい検定を行った研究発表や論文のほうが少ないように思われる。研究発表や論文において記述する場合は、「交互作用が有意であったため、全群の多重比較を行ったところ、……」といった表現が適切である。

## 2×2二元配置分散分析の例（図48）

実例を図48に示す。左側のグラフは、発酵茶の影響が有意であり、発酵茶は腹腔内脂肪重量を減少させる作用があることがわかるが、コレステロールの影響はなく、交互作用も有意ではない。この場合、群間の多重比較は行っていない。

## 二元配置分散分析の例

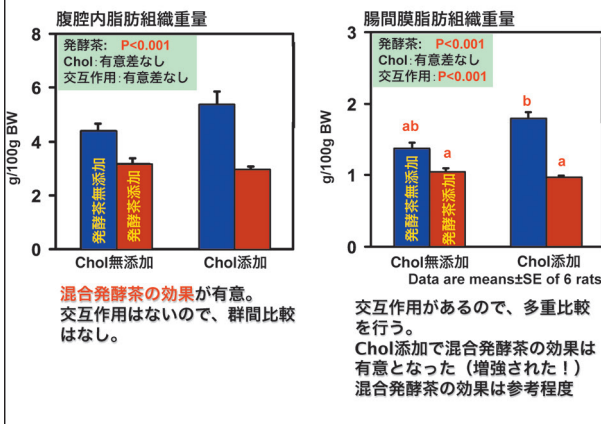


図48 ■ 二元配置分散分析の実例

一方、右グラフでは、発酵茶と交互作用に有意差があるので、4群の多重比較を行い、有意差の記号を付けている。この場合、コレステロール無添加では、発酵茶摂取により腸間膜脂肪重量を抑制する傾向しか見られなかったが、コレステロール添加の場合は、発酵茶を与えると有意に脂肪重量の増加が抑制されたことがわかる。すなわち、コレステロール添加時では発酵茶の効果が増強されたことが言える。なお、この場合、発酵茶の有意差は強くは強調せず、必要に応じて考察に加える程度が妥当と思われる。コレステロール添加の有無にかかわらず、発酵茶は有効性を発揮する傾向は見取れる（図48右グラフ）。

## 二元配置分散分析で水準が増えると、検定結果の判断は難しい！（図49）

2×2の二元配置分散分析は、それぞれ水準は2つしかないもので、値が高いか低いか比較的明確である。しかし、水準が3つ以上になると、期待する結果を得にくくなる可能性がある。図49のグラフを見て欲しい。A因子のうち、A1はある物質の無投与、A2およびA3は物質の投与量を段階的に増やした群とする。右下のグラフでは、Aの添加量に依存してB因子とは相乗的な影響が見られ、おそらく交互作用は有意となる。しかし、上の2つのグラフは、投与量がA3になったときのみ、相殺あるいは相乗的作用が見られている。研究者としては、交互作用に有意差がでることを期待するが、すでに述べた二元配置分散分析の原理から考えると、検定結果がどうなるかは計算してみないとわからない。もし、交互作用に有意差が得られなければ、相互に影響していないという結論になる。しかし、たとえば、水準A2がなく、水準A1およびA3だけの2×2であれば、間違いなく交



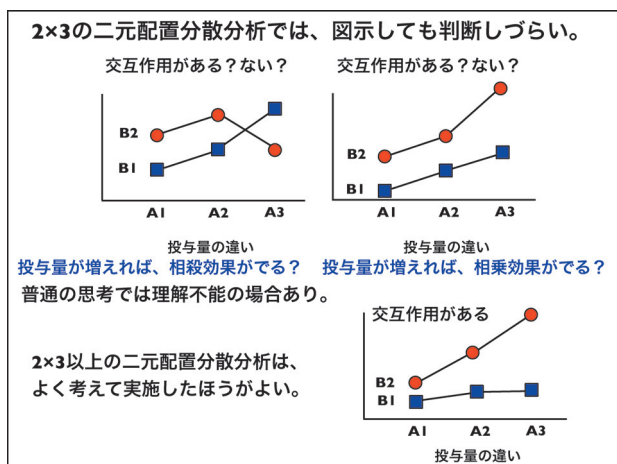


図49 ■水準が増えた場合の問題

相互作用が有意となると考えられる。このようにAおよびBの水準が増えると、直感的に理解できないし、思うような検定結果が得られない場合がある。したがって、AおよびBの水準を増やす場合は慎重に考えなければならない。結果によっては、水準を絞るか、あるいは、二元配置ではない2群あるいは一元配置の多群の確認実験が必要となる。

これまで述べてきた二元配置分散分析は、対応のない独立した多群の場合である。対応のある関連多群の実験では、一方の因子は対応があり、他方は対応がない場合、あるいは、両方の因子ともに対応がある場合がある。これらの分散分析および多重比較に関しては、ほかの成書に譲ることとする<sup>(5)</sup>。この本はSPSSの利用と関連して手順がわかりやすく書かれている。多重比較について簡単に記述すると、対応がある場合は、Bonferroni法およびその関連法、さらには、対照群との比較はDunnnett法を用いることができるようである。

なお、二元配置分散分析に相当するノンパラメトリック検定は存在しないようである。正規分布しないことがすでにわかっている母集団からの標本を用いた、二元配置分散分析を必要とする試験は実施すべきではない。

## 外れ値の取り扱い (図50)

外れ値は図示するとわかりやすい (図50)。研究データには外れ値はつきものであり、取り扱いには苦勞する。動物試験では比較的よく起こる。外れ値のあるなしで、統計検定結果が異なる場合が問題となる。人間はミスの多い動物である。個人的には、外れ値があるとまず測定ミス、記入ミス、パソコンへの打ち込みミス、Excelでの計算ミスなどを疑う。測定ミスが疑われ

## 外れ値の取り扱い

主観で外れ値を外すのは、許されない！

外すには理由が必要である！

- ・測定ミス、計算ミスなどのチェック
- ・再測定
- ・データの吟味 (他のパラメータに異常はないか？など)
- ・棄却検定
- ・ノンパラメトリック検定
- ・再実験 (>\_<)

外れ値は図示するとわかりやすい。

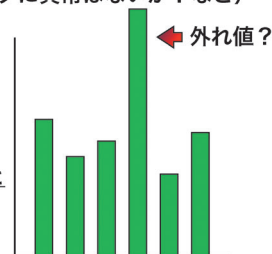


図50 ■外れ値の取り扱い

ば、再測定である。これで解決すれば問題はない。

次に、動物試験であれば、飼育中に摂食量や成長に異常がなかったか、絶水になったりしなかったかなどを調べる。また、同じ動物のそのほかの測定パラメータに異常がないかを考える。何らかの異常が認められれば、それを理由にデータを外す。場合によっては、その動物のすべての測定データを外す場合もある。

これに平行して、実験結果を吟味する。外れ値があるために、有意差がでる場合と有意差がでない場合の2つが考えられるので、どちらが妥当な判断かを考える。そのための材料として、パラメトリック検定およびノンパラメトリック検定両方を行ってみて、検定結果から考える。パラメトリックとノンパラメトリック法で検定結果が同じであれば、それを採用する。検定結果が異なる場合は、正規分布で成り立っているパラメトリック法よりも、どのような分布でも扱えるノンパラメトリック法を優先するほうが妥当のようである<sup>(2)</sup>。

また、棄却検定をやってみて、そのデータを外せるかどうかを判断し (外すことが妥当かどうかは別として、外す理由にはなる)、その結果に従うこともありうるが、安易に外すことには異論がある<sup>(2)</sup>。外したほうが妥当であれば、外すことは可能である。

いずれにしても、できる限り主観が働かないように、客観的に判断すべきである。どうにも判断がつかない場合は、明確な影響を受けていないパラメータである可能性があるのも、判断は保留し、角度を変えた別の試験を行って判断したほうが妥当であろう。

## 実験計画を立てるときのルール (図51)

図51に実験計画を立てるときのルールをまとめた。

### 実験計画を立てるときの最低限のルール

- 実験計画は、統計的手法を考慮して立てるのが基本である。
- $n$ は多いほど有意差は出やすい。
- 群数は出来るだけ少なく（理想は2群）。
- ノンパラメトリック法も考慮する。
- 多重性の問題を心の隅に置こう！  
むやみに測定項目を増やさない。  
全く同じ実験は二度すべきではない！

図51 ■ 実験計画を立てるときのルール

ほとんどは述べてきたことばかりであり、読んでいただければわかると思う。基本的に、実験計画は統計的手法を考慮して立案すべきである。統計の原理をある程度理解すると、有意差の得やすい実験計画を立案することも可能であることは本セミナー全体を通じてご理解いただけたと思う。

### おわりに

世の中には多数の統計書があり、ネット上には統計に関する無限の書き込みがある。にもかかわらず、多くの研究者が「統計（検定）はわからない」とぼやいている。何かがおかしいのだろうか！

本セミナーは、統計検定がさっぱりわからなかった自分の体験を基に、ここが理解できれば！と筆者なりに考えたポイントを、できるだけかみ砕いて書いたつもり

である。当初は講演の内容をある程度忠実に再現するつもりであったが、文章にするとなると、あれもこれもと書き足さざるをえなくなり、簡潔さが薄れてしまった感がある。特に、二元配置分散分析や多重比較ではかなり複雑なことまで書いてしまった。セミナーが進むにつれて内容が複雑になり、理解できなくなった方もいらっしゃるかもしれないが、これは筆者の文章能力の至らなさによるものであり、ご容赦いただきたい。本セミナーが、読者の統計検定に対する理解に少しでも貢献できたならば、筆者にとっては望外の喜びである。

### 文献

- 1) 石村貞夫：“分散分析のはなし”，東京図書，1992.
- 2) 足立堅一：“らくらく生物統計学”，中山書店，1998.
- 3) 永田 靖，吉田道弘：“統計的多重比較法の基礎”，サイエンティスト社，1997.
- 4) 林 智幸，新見直子：厳格化の観点からの多重比較法の整理，広島大学大学院教育研究科紀要，54，189（2005）。（題名を検索すればネットから閲覧可能）
- 5) 石村貞夫，石村光資郎：“入門はじめての分散分析と多重比較”，東京図書，2008.
- 6) 石村貞夫，石村光資郎：“SPSSによる分散分析と多重比較の手順 第4版”，東京図書，2011.

### プロフィール



池田 郁男 (Ikuko IKEDA)

＜略歴＞1975年九州大学農学部食糧化学工学科卒業／九州大学大学院農学研究科博士後期課程修了，農学博士，九州大学農学部助手，助教授を経て2005年より東北大学大学院農学研究科教授＜研究テーマ＞食品成分および栄養素の肥満，動脈硬化症予防作用に関する研究，ステロール吸収機構に関する研究＜趣味＞バドミントン