〈経営研究　第4巻　第2号　平成3年3月〉

1標本ノンパラメトリック統計と原価分析

斎　藤　孝　一

◆キーワード：

パラメトリック検定（parametric test）　ノンパラメトリック検定（nonparametric test）　名義尺度（nominal scale）　順序尺度（ordinal scale）　間隔尺度（interval scale）　比尺度（ratio scale）　1標本ノンパラメトリック検定（one—sample nonparametric test）

1．はじめに

統計という用語にはいくつかの意味がある。我々が日常統計という用語を使って話をする場合，話し手によって異なったものを指していることがままある。ある者は一定の目的に役立つように整理・集計された統計数字をイメージし，またある者は仮説検定を統計と考えているといった具合である。このように，統計といった場合，統計数字を指す場合と，統計数字を集め用いるための統計的方法を指す場合の2つをあげることができる。しかしながら，一般には，次のように統計と統計的方法を分けて使用していることが多い。[1)]すなわち，集団の特性を表す情報または集団レベルで見た情報が統計であり，集団の規定をどう設けるか，個々の単位のレベルでの情報を集団レベルでの情報にどう集約するか等が統計的方法である。あるいはこうした集団についての統計を求める方法を拡大解釈し，個々の単位についての情報の中

から集団的規則性を見出す方法を統計的方法ということもある。[2)]

いくつかの統計的方法のうち，本稿で取り上げるのは仮説検定についてのものである。統計的な仮説検定は一般に，確率変数Xの母数，たとえば母平均μ，母分散σ^2に関する仮説について，観察値と照合して支持されるかどうかを検討する方法をいう。[3)] 母平均について推測するためには，観察値X_1，X_2，…X_nの関数である標本平均を使うことになる。このような観察値の関数として決まる量を統計量というが，統計量も観察の結果として決まるものであるから，観察値そのものと同様，確率変数として扱うことになる。したがって，その確率分布の型を知らなければならない。たとえば標本平均，標本分散などの確率分布や，それから誘導されるｔ分布，Ｆ分布などが重要である。[4)] これに対して，確率変数Xの分布型を特定することなしに適用できる仮説検定法がある。ノンパラメトリック検定法である。本稿は１標本ノンパラメトリック統計とその会計情報への適用についての小論である。

２．ノンパラメトリック統計的検定とパラメトリック統計的検定の相違

母集団の性質についてかなり多くの仮定をおくものをパラメトリック統計という。母集団特性値は母数（パラメータ）であるから，このような統計的方法はパラメトリックと呼ばれるのである。これに対して，ノンパラメトリック統計は強い仮定を母数におかないのでこう呼ばれる。したがって，ノンパラメトリック統計は，母集団の型に無関係の，すなわち分布によらない仮説検定である。

パラメトリック統計的検定とノンパラメトリック統計的検定は次のような違いを有している。[5)] すなわち，パラメトリック統計的検定は，標本が抽出される母集団の母数についてのある一定の条件を，そのモデルが指定しているような検定である。[6)] パラメトリック検定はまた標本値が，少なくとも間隔尺度の強さの測定からの結果として生じたものであることが必要である。一方，

ノンパラメトリック統計的検定は，標本が抽出される母集団の母数についての条件を，そのモデルが指定しないような検定である。[7] また，ノンパラメトリック検定は，パラメトリック検定に必要とされるものほど強力な測定法を必要とせず，ほとんどのノンパラメトリック検定は，順序尺度でのデータに適応し，あるものは名義尺度でのデータへも適応する。

ノンパラメトリック統計的検定とパラメトリック統計的検定の違いを要約すれば次のようになる。[8]

(1) ほとんどのノンパラメトリック統計的検定から得られる確率的叙述は，ランダム標本がぬかれたもとの母集団分布の型にかかわらず正確な確率表示である。確率的叙述の正確さは，あるノンパラメトリック検定では，2またはそれ以上の母集団分布に同一の型を仮定し，また他のあるものでは，対称な母集団分布を仮定するとはいえ，母集団の型に依存しない。ある場合には，それはパラメトリック検定にも共通する仮定であるが，ノンパラメトリック検定は，その基になる分布は連続であると仮定する。

(2) 使用される標本の大きさがN＝6程度のときには，母集団の性質が，正確に知られているのでなければ，ノンパラメトリック統計的検定に使うための対立仮説がない。

(3) いくつかの異なる母集団についての観測で集められて作られた標本を処理するための適切なノンパラメトリック統計的検定がある。見掛け上非現実的な仮定をおかなければ，このようなデータを処理できるパラメトリック検定はない。

(4) ノンパラメトリック統計的検定は，見掛け上の標本値が順位の強さをもつようなデータについてと同じように，比較の状態にあるようなデータを処理するために利用可能である。すなわち，データが比較の状態にあるか，あるいはそれが＋あるいは－のように，類別され得るだけであるとき，ノンパラメトリックな方法によって処理することができる。これに反して，パラメトリックな方法では，もとにある分布について，人の意志に左右される非現実的な仮定をおかなければ，処理することができない。

(5) ノンパラメトリックな方法は，単に分類されている，すなわち名義尺度で測られているデータを処理するのに，利用可能である。

(6) パラメトリック統計的モデルの仮定が，実際にデータに合致し，測定が必要な強さにあるとき，ノンパラメトリック統計的検定は，データの浪費になる。その不経済性の程度は，ノンパラメトリック検定の検出力効率で表すことができる。たとえば，ノンパラメトリック統計的検定が90％の検出力効率をもつならば，パラメトリック検定の条件のすべてが満たされているとき適切なパラメトリック検定は，ノンパラメトリックな分析で用いられるものより10％少ない標本数で同一の有効性をもつことができる。

ここで，検定の検出力について少しふれることにする。ノンパラメトリック検定は，パラメトリック検定に比べ，分布についての仮定は少ない。したがって，検定の検出力は弱いと考えられる。しかし，検定の検出力は標本の大きさの関数であるので，標本を大きくすることによって，検出力を高めることができる。[9] すなわち標本の大きさ Na をもつ検定Aと標本の大きさ Nb をもつ検定Bの場合，検定Bの検出力効率は次のように計算できる。

検定Bの検出力効率＝Na／Nb×100（％）

いま，検定BがN＝40をもつ検定Aと同一検出力をもつためにN＝50の標本を要するならば，検定Bの検出力効率は40／50×100＝80（％）である。これは検出力効率が80％の場合，検定Aと検定Bの検出力を等しくするためには，検定Aの標本の大きさ8に対して，検定Bは10の標本を必要とすることを示している。

統計的検定の選択にあたっては，母集団の性質，標本値が抽出される方法，検出力の大きさのほかに標本値の測定法すなわち尺度の問題がある。パラメトリック検定に要求される測定法は少なくとも間隔尺度でなければならない。ノンパラメトリック検定は順序を示すデータや分類別のデータを処理するように設計される。すなわち名義尺度や順序尺度が利用可能である。

3．測定法の4水準と適切な統計量

統計的検定に用いられる測定法には名義尺度，順序尺度，間隔尺度，比尺度の4水準がある。[10)]

(1) 名義尺度（又は分類尺度）

①定義：数値または他の記号が，対象，人，または特性を単に分類するために使われる。数値または他の記号が様々な対象をそれが属しているグループへ類別するために使われるとき，このような数値または記号は，名義尺度（または分類尺度）を構成する。

②例：自動車のライセンス・プレート上のナンバー。ライセンス・プレート上のある一定の数または文字は自動車所有者の住んでいる地域を示している。

③形式的性質：「同等」の関係。任意の一つの部分クラスのメンバーは，尺度化された性質について同等でなければならない。この関係は，＝で記号化される。同等関係は，反射的（xのすべての値に対して x＝x），対称的（x＝y ならば y＝x），推移的（x＝y かつ y＝z ならば x＝z）である。

④許容的演算：名義尺度の場合，様々なグループに割り当てた記号は，尺度についての本質的な情報を変更することなしに，変換可能であり得るから，許容的な記述統計の唯一の種類は，このような変換によって変化のないもの，つまり最頻値，度数計算などである。ある定まった条件のもとで，ノンパラメトリック統計的検定，x^2 あるいは2項展開に基づく検定を用いて，カテゴリー間の数の分布に関する仮説を検定することができる。そのようなものは，カテゴリーにおける度数に関して，すなわち計数データに関するものであるので，このような検定は名義データに対して適切である。名義データに対する関連性の最も一般的な測度は，一つのノンパラメトリック統計量である連関係数Cである。

(2) 順序尺度（または順位尺度）：

①定義：より高い，より優先の，より困難な，よりさわがしい，より成熟し

たなどの関係は，一般に「より大きい」を意味する>によって示される。
②例：企業における階級組織。部長>課長>係長。
③形式的性質：「同等（=)」の関係だけでなく，「より大きい（>)」関係がある。後者の関係は，非反射的（$x > x$ が任意の x に対して，正しくはない。)，非対称的（$x > y$ ならば，$y \ngtr x$)，推移的（$x > y$ かつ $y > z$ ならば，$x > z$）である。
④許容的演算：クラスの順序を変えない変換は許容される。順序尺度でクラスへ適用された任意のあるいはすべての数は，対象の順序づけ（順位づけ）を変更しない任意の方法で変えることができる。

順序尺度についての標本値の中心的傾向を記述するために最も適切な統計量は中央値である。というのは，中央値の上部及び下部にある標本値の数が同一にとどめられているかぎり，任意の標本値の変更による影響が中央値には起こらないからである。

順序尺度については，順序統計量あるいは順位統計量とよばれるノンパラメトリック統計的検定を使用することができる。順位に基づく相関係数（例えば，Spearman γ_2. あるいは Kendall τ）が適切である。

ある順序尺度におかれる唯一の仮定は，標本値が，連続分布からぬかれるということである。パラメトリック検定でもまたこの仮定をおく。もとになる連続変量は，孤立した値だけをもつと制限されないものである。それはある定まった区間内のあらゆる値をもち得る。連続変量は連続的に無限大の値をとり得る。

(3) 間隔尺度：
①定義：順序尺度のすべての特性をもち，さらにその尺度に関して任意の間の路離の大きさが知られている尺度を間隔尺度という。一つの間隔尺度は順序づけられた集合の中の対象のすべての対へ実数を割り当てるような測定の共通な定数単位によって特徴づけられる。この種の測定法については任意の2間隔の比は測定単位及び0点に関して独立である。間隔尺度について，0点および測定単位は任意である。

②例：温度を測る場合，二つの異なる尺度－摂氏及び華氏温度が一般に使用される。温度測定において，測定単位及び0点は任意であって，それは，二つの尺度で異なっている。しかし，両尺度は，情報について等しい高と種類を含むものであり，線形関係にある。すなわち，一方の尺度についての読みは，線形交換，

$$F = 9/5\ C + 32$$

によって，他方の同等な読みへ変換できる。

一方の尺度に関する温度の読みの間の差の比は，他方の尺度に関する同等な差の比へ等しいことを注意する。たとえば，摂氏尺度に関して，30及び10と10及び0の間の差の比は，30－10/10－0＝2である。華氏尺度の場合は，対応する読みの比は86－50/50－32＝2である。間隔尺度において，任意の二つの間隔の比は，使用される単位及び0点に関して独立であって，この単位及び0点は任意である。

③形式的性質：名義尺度におけるように「同等」に，順序尺度におけるように，「より大きい」という関係に特徴づけが可能であるばかりでなく，任意の二つの区間の比に特徴づけが可能でなければならない。

④許容的演算：間隔尺度で測られた対象の位置に関連する数の任意の変更は，対象の間の相対差をもまた保存するものでなければならない。もしそれぞれの数に，正の定数を掛け，この結果に定数を加える，すなわち，

$f(x) = ax + b\ (a > 0)$ ならば，この尺度によって生ずる情報は，影響されない。

間隔尺度において，0点は任意である。これは，尺度を構成する数へ定数を加えることからなる変換で条件づけられていることから必然的である。

間隔尺度は，真の「量的」尺度である。普通のパラメトリック統計量（平均，標準偏差，Pearson の相関，その他）のすべてが，普通のパラメトリック検定（t検定，F検定，その他）がそうであるように，間隔尺度のデータへ適用可能である。もし間隔尺度の意味での測定に実際に達し得て，統計的モデルについての仮定のすべてが適合するならば，研究探索者は，パラメトリック統計的検定を利用すべきである。このような場合に，ノンパラメトリッ

クな方法は，一般にデータに含まれる情報のすべてを利用することにはならないだろう。

(4) 比尺度：

①定義：間隔尺度の特性のすべてをもち，さらに原点として真の０点をもつ。任意の二つの尺度の比は測定の単位に独立である。

②例：質量あるいは重量を測るオンス，ポンドあるいはグラム。任意の二つの重量の間の比は，測定の単位に独立である。たとえば，二つの異なる対象の重量をポンドについてだけでなく，グラムについても決定するならば，二つのポンドの重量の比は二つのグラムの重量の比に等しい。

図１　測定法の４水準と適切な統計量

尺度	名　義	順　序	間　隔	比
限定する関係	①同等	①同等 ②より大	①同等 ②より大 ③任意の２間隔の既知の比	①同等 ②より大 ③任意の２間隔の既知の比 ④任意の２尺度値の既知の比
適切な統計量例	最頻値 度数 連関係数	中央値 パーセンタイル Spearmanr_s Kendallτ Kendallω	平均 標準偏差 Pearson の相関係数 重相関係数	幾何平均 変動係数
統計的検定	ノンパラメトリック統計的検定		ノンパラメトリック及びパラメトリック統計的検定	

ジーゲル（1983）p.32を修正

③形式的性質：算術的演算が，間隔尺度における場合のような数の間の間隔

に関してだけでなく，対象に割り当てられた数値に関して許容される。物質科学において，最も普通に遭遇する比尺度は次の4つの関係のすべてが操作的に到達可能であるときにのみ達せられる。(a)同等，(b)より大きい，(c)任意の二つの間隔の既知の比，(d)任意の二つの尺度値の既知の比。

④許容的演算：比尺度を表す数は，真の0をもつ「真の」数であって，測定の単位だけが任意である。任意の二つの数の比は，尺度値がすべて正の定数によって掛けられるとき保存され，したがってこのような変換は，尺度に含まれる情報を変更しない。

比測定に達したとき，あらゆる統計的検定が使用可能である。間隔尺度におけるデータに対して，その使用が適切であるものの他に，真の0点の知識が必要になる統計量，たとえば幾何平均または変動係数のような統計量を使うことができる。

図1は測定法の4水準と適切な統計量を示したものである。

4．1標本ノンパラメトリック検定の方法

1標本（1組の標本）の抽出を指示しているような仮説を検定するための方法を1標本検定という。この検定は，標本がある特定の母集団からのものであるかどうかを知るためのものである。[11)]

1標本検定は通常適合度型である。1標本検定は次のような問に答えることができる。

①その標本と母集団の間の位置（中心的傾向）に顕著な差があるか？

②観測度数とある原理に基づいた期待される度数との間に顕著な差があるか？

③観測比率と期待比率の間に顕著な差があるか？

④この標本はある指定された型（たとえば，正規分布，矩形分布）の母集団から抽出されたものと信ずべき理由があるか。

⑤この標本はある知られた母集団からのランダム標本であると信ずべき理由

があるか？

１標本の場合は，普通のパラメトリック手法は，観測（標本）平均と期待値（母平均）の間の差にｔ検定を適用することである。この場合，ｔ検定は標本の中の観測値は正規分布をする母集団からのものであることを仮定している。また，観測値は，少なくとも間隔尺度で測られている必要がある。

しかしながら，次のような場合，ｔ検定は不適当である。

(a)　ｔ検定についての仮定及び要件がデータに対して非現実的である。

(b)　ｔ検定の仮定をおくのを避けて，結論についてより大きな一般性を得るのが，望ましい。

(c)　データは比較の状態にあるのでｔ検定による分析にあわない。

(d)　データは単に分類的あるいは計数的であるので，ｔ検定による分析にあわない。

(e)　位置についての差だけに関心があるのではなく，あらゆる種類を明らかにしたい。

このような場合，１標本ノンパラメトリック統計的検定を使用できる。

１標本ノンパラメトリック統計的検定には，(1)２項検定，(2)x^2による１標本検定，(3)コルモゴロフ－スミルノフ（Kolmogorov–Smirnov）の１標本検定，(4)１標本ラン検定の４つの方法がある。

Ⅰ．測定法の水準が名義尺度の場合。

(1)　２項検定

２つのクラスからなる母集団がある場合に，母集団からの可能なすべての観測結果は２つの分離した分類の一方か他方のいずれかになる。２クラスの任意の母集団に対して，一方のクラスにおける場合の比率がＰであれば，他方のクラスにおける比率は１－Ｐである。一般にＱが１－Ｐに対して使われる。ある母集団に対してＰの値を知っているとしても，その母集団からの観測値のランダム標本が正確に一方のクラスにおける場合の比率Ｐ，及び他方における場合の比率Ｑになることは期待できない。

2項分布は2クラスの母集団から抽出されたランダム標本について観測された割合の標本分布である。それは H_0 のもとで起こり得る様々な値をもつものである。ここで H_0 は母集団の値がPであるという仮説である。それゆえ，標本値が2クラスに分かれるとき，2項分布によって H_0 を検定することができる。

この検定は適合度型であり，標本で観測した割合（あるいは度数）は，指定された値Pを持つ母集団から抽出されたと信ずべき理由があるかどうかを検定する。

(2) x^2 による1標本検定

様々なカテゴリに分類される事項や対象や反応の数に関心があるような場合，x^2 検定はデータを解析するのに適切である。手法は適合型であり，かくカテゴリに分類される対象または反応の観測された数と帰無仮説に基づく期待される数との間に顕著な差が存在するかどうかを検定するために使うことができる。

Ⅱ．測定法の水準が順序尺度の場合。

(3) コルモゴロフ－スミルノフの1標本検定

コルモゴロフ－スミルノフの1標本検定は適合度検定であり，標本値の一組が示す分布とある特定の理論分布との間の一致の度合に関するものである。標本におけるスコアがその理論分布を持つ一つの母集団からのものであると考えることができるだけの根拠があるかどうかを決定する。

検定は，理論分布のもとで起こる累積度数分布と観測累積度数分布とを比較する。理論分布は H_0 のもとで期待される分布である。標本分布への関係づけは，理論累積度数分布と観測累積度数分布の間に起こる相違が確からしいかどうかを示す。

(4) 1標本ラン検定

ある母集団からの標本に含まれる情報を使ってその母集団についてのある結論に到達しようとするならば，標本はランダムでなければならない。標本

がランダムであるという仮説の検定ができるようないくつかの手法が開発されているが，このような手法は標本値または観測値が本来得られた順序あるいは系列に基づいている。ラン検定は，標本が示すラン（「連」ともいう）の数に基づく。ラン（run）は一つの系列に現れる同一記号の一つの継続と定義される。たとえば，プラスあるいはマイナスの系列が次の順序に起こるとする。

＋＋－－－＋－－－－＋＋－＋

この標本は2個のプラスのランをもって始まり，3個のマイナスのランがそれに続く……。方法としては，同一の記号のそれぞれの継続にアンダーラインを引き，番号を付してランで現された標本値をグループ化する。

＋＋	－－－	＋	－－－－	＋＋	－	＋
1	2	3	4	5	6	7

ここでは全部で7個のランを観測していることになる。r＝ランの数＝7。

任意に与えられた大きさの標本におけるランの総数は，標本がランダムかどうかの指針を与える。極めてわずかなランの生起は，ある時間的傾向性か，独立性の欠如によってある（観測値の）束の生じていることを暗示している。極めて多数のランの生起は，系統的な短期間周期変動に影響しているとみられる。[12)]

繰り返されるランダム標本から期待することのできるrの値の標本分布は知られている。この標本分布を使って与えられる観測標本がランダム標本において多数起こり得ると期待されるものよりさらに多いか，あるいは少ないランを持つかどうかを決定できる。

上記4種類の1標本ノンパラメトリック統計の手順はジーゲル（1983）pp. 37－63を参照されたい。ここでは，ラン検定とx^2検定を会計データに適用した例を示すことになる。[13)]

5．ラン検定とχ^2検定の会計データへの適用

(1) ラン検定

ラン検定は作られた順序で記録されたn個の観察値のサンプルに基づいている。連続した観察値の各組を順番にとりあげ，プラスかマイナスのサインを前の観察値より小さいか大きいかに基づいて付ける。

（注意：2通りの結果たとえばプラスかマイナス，あるいは成功か失敗等－は2項分布をもち，標本が大きいときには正規分布に近似する。）

ランはプラスかマイナスの連続として定義すると，ランの数Rは，標本がランダムであれば，平均値1/3（2n－1），分散$\sqrt{\{1/90(16n-29)\}}$をもった近似正規分布として示される。この近似値はn≧20の時に十分に有効であり，nがふえるにつれて改善される。

例：25日間の毎日の売上高が次のとおりであるとする。

210　180　170　240　150　215　198　181　237　209　165　176　224
201　181　252　219　154　197　235　182　167　214　221　243

これらの数値を順番に前の数値と比較して小さければ－，大きければ＋をつける。

－－＋－＋－－＋－－＋＋－－＋－－＋＋－－＋＋＋
1　2 3 4 5　6 7　8　9　1011　12　13　14

したがってこれらの数値は14のランをもつ。仮説検定は以下のとおりである。

1．H_0：サンプルはランダム。
　H_1：サンプルはランダムではない。
2．$\alpha=0.05$
3．
$$T=\frac{R-1/3(2n-1)}{\sqrt{\{1/90(16n-29)\}}}$$

これは，H_0 が真であれば標準正規分布をもつ。したがって，$T \geqq |1.96|$ ならば，H_0 を棄却する。

4. $$T=\frac{14-1/3(2\times 25-1)}{\sqrt{\{1/90(16\times 25-29)\}}}=-1.14$$

5. H_0 は棄却されない。

(2) x^2 検　定

標本のデータが理論分布に一致するかどうかを検定する。期待度数と観察度数及び x^2 統計値とを比較する。

例：160日間のコストが表２のように記録されている場合，このコストは正規分布に従うと仮定することは合理的か。

表の説明は以下のとおりである。

平均 τ：1468／160＝9.175

分散 s^2：｛15800－（1468）^{2}／160｝／159＝14.66

標準偏差 s：$\sqrt{14.66}=3.829$

$$\text{確率 } p\,(12 \leqq c < 14)=\Phi\left\{\frac{(14-9.175)}{3.829}\right\}-\Phi\left\{\frac{(12-9.175)}{3.829}\right\}$$
$$=\Phi(1.26)-\Phi(0.74)$$
$$=0.8962-0.7704$$
$$=0.1258$$

仮説検定は以下のとおりである。

1. H_0: コストは正規分布をもっている。
   H_1: コストは正規分布をもっていない。
2. $\alpha=0.05$

3．χ^2＝（0－E）／E　H_0のもとではx^2分布をもつ。自由度は最終欄で8カテゴリが使われ，制約が3あるので，8－3＝5である。

(1)　総期待度数　160

(2)　平均値　9.175

(3)　分散　14.66

χ^2_5 (0.05) ＝11.07（x^2分布の表による）

4．サンプル：x^2＝5.318

5．H_0は認められた。(5.318＜11.07なので)

表2　160日間のコストx^2検定

日数 /Ei(Oi)	1日のコスト (C)	コスト (mi)	コスト×日数 (Oimi)	(コスト×日数)^2 (Oimi^2)	確率 (P)	期待値 (Ei)	(Oi-Ei)^2	(Oi-Ei)^2
3	c＜2	1	3	3	·0307	4.912	3.386	0.239
13	2≦c＜4	3	39	117	.0578	9.248		
20	4≦c＜6	5	100	500	.1148	18.368	2.663	0.145
24	6≦c＜8	7	168	1176	.1750	28.000	16.000	0.571
30	8≦c＜10	9	270	2430	.2088	33.408	11.614	0.348
37	10≦c＜12	11	407	4477	.1833	29.328	58.860	2.007
15	12≦c＜14	13	195	2535	.1258	20.128	26.296	1.306
10	14≦c＜16	15	150	2250	.0663	10.608	0.370	0.035
8	16≦c	17	136	2312	.0375	6.000	4.000	0.667
160			1468	15800	1.00	160		5.318

Dickinson（1990）p.134を修正。

注

1）上田尚一（1981）p. 3参照。
2）上田尚一（1981）では統計的手法という用語が用いられているが，ここでは統計的方法とした。
3）上田尚一（1981）p. 126
4）各分布については，たとえば上田（1981）p. 112－115を参照されたい。
5）S. ジーゲル（1983）pp. 31－34.
6）パラメトリック統計的検定は標本が抽出される母集団の母数について次のような条件を有する。
①観測は独立でなければならない。
②観測値は正規母集団から抽出されなければならない。
③複数の母集団について，母集団は等しい分散をもたねばならない。
④変量は，少なくとも間隔尺度で測られたものでなければならない。

⑤分散分析の場合，等分散の正規母集団の平均は，列と行，あるいは，列と行のどちらか一方の効果線型結合でなければならない。

7）ノンパラメトリック統計的検定にも仮定はある。たとえば，観測は独立であること，変量はその基礎に連続性をもつことなどであるが，パラメトリック検定に関するものより少なく，弱い。

8）ジーゲル（1983）pp. 34－36参照。

9）検出力効率についてはジーゲル（1983）p. 21－22を参照せよ。

等しい大きさの2標本に適用された2種類の統計的検定，たとえば両者ともN＝30をもつ統計的検定AとBについては，H_0の棄却に大きな確率をもつものを，たとえば検定Aは検定Bより一層強力でありえるといえる。しかし，等しくない大きさの2標本に適用された2種類の統計的検定の比較については正しくない。たとえば，N＝30をもつ検定BはN＝20をもつ検定Aより一層強力であり得るとはいえない。

広範な一般性をもつある一つの統計的検定を選択し，利用可能な最強力検定の検出力に対して，標本の大きさを大きくしていって，その検定の検出力を増加することができる。

10）ジーゲル（1983）pp. 22－31参照。

11）1標本検定についてはジーゲル（1983）pp. 37－63及び Dickinson（1990）pp. 131－135を参考にした。

12）ジーゲル（1983）p. 56はつぎのように説明している。たとえば，硬貨が20回投げられたとし，表（H）及び裏（T）の次の系列が観測されたとする。

H H H H H H H H H H T T T T T T T T T T

20回の投貨で，たった2個のランが起こっただけである。これは“公平”な硬貨（あるいは公平な投貨者）に対してはあまり少ないようにみえる。事象について独立性のある欠如が暗示される。一方，次の系列が起こった。

H T H T H T H T H T H T H T H T H T H T

ここでは極端に多数のランが観測される。この場合には，N＝20のとき，r＝20であって，やはり硬貨は“公平”にできているという仮説を棄却するのが，合理的であるようにみえる。上記系列のどちらも，HとTのランダム系列であるようには見えない。

事象の順序に基づくこの解析は，事象と度数によって示しえない情報を与える。上記の場合の両方で，10回の裏と10回の表が起こった。もし標本値がその度数によって，たとえばx^2検定や2項検定の使用によって解析させたならば，硬貨の公平性を疑うべき理由がなかったであろう。標本値のランダム性の著しい欠如，かくして硬貨の公平性の可能な欠如をあばくのは，事象の順序に焦点をおいているラン検定のみである。

13）Dickinson（1990）pp. 3－14参照。

参考文献

上田尚一著『統計用語辞典』1981　東洋経済新報社
竹内啓他編集『統計学辞典』1989　東洋経済新報社

S. ジーゲル著　藤本熙監訳『ノンパラメトリック統計学』1983　マグロウヒルブック

J. P. Dicknson, “Statiscal Analysis in Accounting and Finance”, 1990, Philip Allan