行歯会だより -第74号-

（行歯会＝全国行政歯科技術職連絡会）　2012年2月号

【今月の記事】

☆★速報★☆

平成 24 年度介護報酬改定と介護予防マニュアル改訂版について

～口腔機能向上サービス等歯科関係項目の改正内容～

神奈川県厚木保健福祉事務所
保健福祉部長　北原　稔
北海道保健福祉部福祉局高齢者保健福祉課
主任技師　秋野　憲一

平成 24 年 1 月 25 日、第 88 回社会保障審議会介護給付費分科会が開催され、平成 24 年度介護報酬改定についての基本的な考え方と報酬改定について諮問が行われました。

口腔機能向上等の歯科関係についても注目すべき改定が諮問されていますので報告いたします。

口腔機能向上サービス関係（選択的サービス複数実施加算の新設）

運動機能向上、口腔機能向上、栄養改善の各サービスを組み合わせて要支援者に実施する場合、単独で実施した場合よりも重点的な評価を行う加算が新設されました。

【予防給付：要支援者対象】

　　選択的サービス複数実施加算(Ⅰ)　480 単位／月（２種類）

　　選択的サービス複数実施加算(Ⅱ)　700 単位／月（３種類）

　介護予防通所介護事業所及び介護予防通所リハビリテーション事業所が、利用者に対し、運動機能向上サービス、栄養改善サービス又は口腔機能向上サービス（以下「選択的サービス」という。）のうち複数のサービスを実施した場合に、１月につき次に掲げる単位数を所定単位数に加算する。

※算定要件

　利用者が介護予防通所介護又は介護予防通所リハビリテーションの提供を受ける日に必ずいずれかの選択的サービスを実施していること。

　１月につき、いずれかの選択的サービスを複数回実施していること。

　また、従来の単独で実施する口腔機能向上加算については変更ありません。

　口腔機能向上加算　150 単位／月（要支援者）　150 単位／月２回（要介護者）

　これまで運動機能向上については多くの通所介護事業所で算定しても、口腔、栄養については算定しない事業所が大半でしたが、口腔を組み合わせて実施することで非常に手厚い報酬が算定できることになったことから、今後、口腔機能向上サービスの提供について検討する事業所が増加すると予想されます。

口腔機能維持管理加算と口腔機能維持管理体制加算

　従来の介護職員に対して助言指導を行う口腔機能維持管理加算は、名称を変えて「口腔機能維持管理体制加算」となり、新たに、歯科衛生士が直接、利用者に対して口腔ケアを実施する場合の評価として、「口腔機能維持管理加算」が新設されました。

	現　行	改　定　後
介護職員への助言指導	口腔機能維持管理加算	口腔機能維持管理体制加算
歯科衛生士による口腔ケア	―	口腔機能維持管理加算

口腔機能維持管理加算　110 単位／月（新設）
　介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設において、歯科医師の指示を受けた歯科衛生士が、入院患者に対し、口腔ケアを月４回以上行った場合に、１月につき所定単位数を加算する。ただし、この場合において、口腔機能維持管理体制加算を算定していない場合は、算定しない。
※算定用件
　当該施設において歯科医師又は歯科医師の指示を受けた歯科衛生士の技術的助言及び指導に基づき、入所者又は入院患者の口腔ケア・マネジメントに係る計画が作成されていること。

口腔機能維持管理体制加算　30 単位／月（旧：口腔機能維持管理加算）
　介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設において、歯科医師又は歯科医師の指示を受けた歯科衛生士が、介護職員に対する口腔ケアに係る技術的助言及び指導を月１回以上行っている場合に、１月につき所定単位数を加算する。
※算定用件
　当該施設において歯科医師又は歯科医師の指示を受けた歯科衛生士の技術的助言及び指導に基づき、入所者又は入院患者の口腔ケア・マネジメントに係る計画が作成されていること。

　新設の口腔機能維持管理加算は、歯科衛生士が利用者に口腔ケアを実施した場合を評価する初めての介護報酬になります。月４回以上の実施が要件ですので、概ね週１回は歯科衛生士によるプロフェッショナルケアを実施し、日常の口腔清掃を行う介護職員への指導等を行うことが可能になります。
　現在、日本老年歯科医学会において、口腔機能維持管理加算の算定の際に用いる「歯科医師による指示書」及び「実施記録」の様式について検討しており、例示として公表される見込みです。

経口維持加算が歯科医師の指示により算定可能に

　摂食機能障害を有する施設入所者に対して、経口による食事摂取を維持するために食事の工夫等の特別な管理を行っている場合、経口維持加算を算定できることとなっていますが、従来は「医師の指示」が要件でしたが、今回の改正において「医師又は歯科医師の指示」によって算定できることとなりました。

(1)経口維持加算（Ⅰ）28 単位

経口により食事を摂取する者であって、著しい摂食機能障害を有し造影撮影又は内視鏡検査により誤嚥が認められるもの

(2)経口維持加算（Ⅱ）５単位

経口により食事を摂取する者であって、摂食機能障害を有し誤嚥が認められるもの

介護老人福祉施設、介護老人保健施設、介護療養型医療施設において、医師又は歯科医師の指示に基づき、医師、歯科医師、管理栄養士、看護師、介護支援専門員その他の職種の者が共同して、摂食機能障害を有し、誤嚥が認められる入所者ごとに入所者の摂食・嚥下機能に配慮した経口維持計画を作成している場合であって、当該計画に従い、医師又は歯科医師の指示を受けた管理栄養士又は栄養士が、継続して経口による食事の摂取を進めるための特別な管理を行った場合には、当該計画が作成された日から起算して 180 日以内の期間に限り、１日につきそれぞれ所定単位数を加算する。

その他、居宅療養管理指導についても、同一建物居住者に対する点数設定が歯科医師による居宅療養管理指導に設けられるなど、一部改正が行われています。

介護予防マニュアルの改定について

平成 24 年度介護保険法改正により、新たに介護予防・日常生活支援総合事業が導入されるなど、介護予防のあり方も時代の変化とともにより効果的な展開方法の検討を重ねています。介護予防マニュアルについても、現在、厚生労働省において幅広くご意見を求めて改定作業が進められています。これまでの介護予防マニュアルは、運動、栄養、口腔、閉じこもり、うつ、認知症等、各分野毎に全部で９冊ありましたが、これではボリュームがありすぎて全部読めないということで、大幅に簡便化と軽量化を図り、貴重なご意見を少しでも反映して分かりやすく１冊にまとめる作業が行われています。

とくに介護予防メニューの中でも口腔機能向上の普及は、まだ十分とはいえません。阻害要因に、①対象者本人（高齢者）の必要性の認識が弱い、②事業提供者が具体的な効果をイメージできない、③事業実施に至る手続きが煩雑、④実施する専門職が不在、などがあります。これら課題を踏まえ、口腔機能向上の展開を推進させていくために、その考え方と手法を簡潔に分かりやすく紹介しています。

修正された介護予防マニュアルの改定は年度内には公開され、各自治体に配布される予

定です。（この原稿はマニュアル案の掲載内容に基づいて執筆していますので、最終版で表現が変わった際はご容赦ください）

運動・栄養・口腔を組み合わせた複合プログラムの導入

従来から市町村の現場では、運動、口腔を組み合わせた介護予防事業が展開されてきましたが、予防給付と足並みを揃えて、２次予防事業でも複合プログラムが標準方法として前面に出されました。対象者の考え方についても示され、運動、栄養、口腔のどれか１つでも対象であれば複合プログラムの対象者として良いこととなっています。

複合プログラム実施回数及び期間は、隔週、３ヶ月間（計 8 回）程度、１回あたり約３時間のプログラム、参加者数は、１教室 10～30 人程度が目安とされています。

様式（口腔機能向上）の簡素化

現行のマニュアルでは、別紙１「口腔機能向上サービスの記録　アセスメント・モニタリング・評価」と別紙２「口腔機能向上サービスの管理指導計画・実施記録」の２種類の様式が示されていますが、これを１枚にまとめ「口腔機能向上事業の記録用紙（例）」が示されています。また、この様式についてはあくまでも例示であり、現場の実態に即して有効な様式を用いて良いこととされています。

その他、昨年８月に実施された地域支援事業実施要綱の改正により、基本チェックリストの全数配布、基本チェックリストのみで対象者の決定が可能（医師による生活機能評価が不要）になるなど、これまで介護予防事業への参加を阻害していた要因のいくつかが改善されましたので、今後、市町村における参加者数が増加してくると考えられます。

☆★報告★☆

「歯科口腔保健の推進に関する法律」成立記念シンポジウム
～生きる力を支える歯科医療の実現に向けて～

岡山市保健所保健課　医療副専門監　河本　幸子

岡山市保健所の河本です。2 月 11 日のシンポジウムに参加してきました。どこからか私が参加しているのが、秋野先生の耳に入ったらしく、原稿依頼の電話がかかってきました。報告するつもりで、聴いていなかったので、記憶もあいまいなところがあります。お許しください。

今回は、歯科口腔保健法への関心もさることながら、「いのちのスープ」で有名な料理研究家の辰巳芳子先生と大久保会長との対談もあり、一般の方の参加も多かったようです。

日歯近藤副会長の開会のコメントに続き、大久保会長から、「この法律は、何かを制限するためのものではなく、もっと推進していきましょうという前向きなものです。」という説明を含めた挨拶がありました。来賓として、小宮山厚生労働大臣から自身の歯に関する体験を交えた挨拶があり、歯科口腔保健推進室の小椋室長から、法律の趣旨説明がありました。この法律は、歯科口腔保健の推進に関する施策を総合的に推進するための法律であること、その施策は、普及啓発、定期検診の受診勧奨、障害者等が歯科検診を受けるための施策、歯科疾患の予防措置、調査研究等が柱となっていることが説明されました。

その後、「食といのち」と題して、辰巳先生と大久保会長との対談がありました。大久保会長の「食べたもので、体が作られる。」という話に対して、辰巳先生が「食べてよいものかどうか、わからないものを食べているのではないか。」というご意見を言われ、現代の「食」に対する不安を訴えておられました。「食べる」という動作だけでなく、「食」の大切さについて、非常に哲学的なお話がされました。なお、6 月に「いのちと食」という書籍が、中央公論新社から発刊されます。辰巳先生と大久保会長との対談も掲載されているそうです。

休憩をはさんで、パネルディスカッションがありました。まず、新潟県の泉田知事が、全国で初めて歯科保健に関する条例を制定したこと、新潟県の 12 歳児のむし歯は全国で最

も少なく、おそらく平成 23 年度も全国一少ないのではないかというお話がありました。

ただし、学校ではフッ化物洗口でむし歯が予防できているが、その後は、個人任せになっていることが課題であると訴えておられました。新潟県では、健康ビジネス政策を進めておられ、健康づくりの土台に「歯の健康」も含まれているとのことでした。県知事が、これだけ歯科保健のことを理解しておられるのは、日頃から行政の歯科専門職が、よく活動していることの表れだと思います。我が身を振り返って、改めて、頑張らねばと思った次第です。

プログラム

14:00	開会コメント	社団法人 日本歯科医師会 副会長　近藤 勝洪
14:01	主催者挨拶	社団法人 日本歯科医師会 会長　大久保 満男
14:06	来賓挨拶	厚生労働大臣　小宮山 洋子
14:11	法律制定-趣旨説明	厚生労働省 医政局 歯科口腔保健推進室長　小椋 正之
14:19	対談「食といのち」	料理研究家　辰巳 芳子 社団法人 日本歯科医師会 会長　大久保 満男
15:04	休憩	
15:14	パネルディスカッション『生きる力を支える歯科医療の実現に向けて』	【パネリスト】 新潟県知事　泉田 裕彦 健康保険組合連合会　常務理事/ デンソー健康保険組合 常務理事　赤塚 俊昭 社団法人 北海道歯科医師会 会長　富野 晃 厚生労働省 医政局 歯科口腔保健推進室長　小椋 正之 社団法人 日本歯科医師会 常務理事　佐藤 保 【コーディネーター】 読売新聞東京本社 編集局医療情報部部長　南 砂
16:29	閉会挨拶	社団法人 日本歯科医師会 副会長　宮村 一弘

次に、デンソー健康保険組合の赤塚理事から、歯科・医科医療費の分析について、説明がありました。デンソー健保の被保険者の医療費のうち、最も多いのは歯周疾患の医療費で、全体の 16%を占め、がんや循環器の医療費よりも高額であるとのことでした。さらに、歯周疾患がある人の方がない人より、医科の医療費が 15,800 円多く、特に、60 歳以上になるとその差は約 30,000 円になっているという分析結果を示されました。また、歯周疾患のレセプトがあがっている人は、糖尿病のレセプトもあがっていることが多いとのことでした。

従業員の歯科健診を実施している事業所では、歯科健診の費用はかかっても、歯科の医療費も医科の医療費も減少したとのことでした。デンソー健保では、加入者の QOL の向上が第一とのことで、単に医療費の減少を目指しているのではないという点も注目すべきところかと思います。主婦の人も歯科健診に行ってくださいと訴えておられました。

次に、北海道歯科医師会の富野会長が、北海道で条例を制定した経緯について、説明されました。道民のう蝕が多いという事実を真摯に受け止め、フッ化物洗口の推進と成人の歯科健診プログラムの普及を施策に盛り込んでいることが特徴だとおっしゃっていました。確かに、条例が制定されてから、道内のフッ化物洗口は拡がっているようです。

平均寿命と健康寿命との差が 6 年あり、健康寿命と歯の寿命との差が 6 年あるが、健康寿命と歯の寿命が一緒になるようにしよう、痛くなったら歯医者に行くというのはもう止めようとおっしゃっておられたのが、印象的でした。

次に小椋室長が、歯科口腔保健の推進に関する専門委員会とワーキンググループで、基本的事項の策定作業が進んでいることを説明されました。5 月頃を目途に、基本的事項が策定されます。それを受けて、各都道府県では、計画が策定される予定であるとのことで

した。
　最後に、日歯の佐藤常務理事が、歯科医師会は法律に示された施策を進めますと宣言され、国・地方公共団体・歯科専門家・健康づくりに関係するもの・国民がそれぞれ役割を持って、皆で健康づくりを進めようとシンポジウムをまとめられました。
短い時間ではありましたが、有意義なシンポジウムでした。この法律の成立をバネに、それぞれの地域で私たちが何をすべきか、考えをまとめ、行動にうつすことがいちばん大切なんだと改めて感じました。

☆★研修報告★☆

【専門課程Ⅰ】保健福祉行政管理分野
－分割前期(基礎)受講報告(その11)

大阪府枚方保健所　大西宏昭

6　保健統計概論
※　前号からの続き
（２）地域における統計調査とその解析
１）　疫学とは？
　疫学（Epidemiology）とは、「明確に規定された人間集団の中で出現する健康関連のいろいろな事象の頻度と分布およびそれらに影響を与える要因を明らかにして、健康関連の諸問題に対する有効な対策樹立に役立てるための科学」
日本疫学会
２）　疫学研究の計画を行う際に注意すること
・　明確に規定された人間集団とは？
・　健康関連の事象とは？
・　頻度と分布とは？
・　影響を与える要因とは？

３）　疫学研究の種類
・　生態学的研究（ecological study）
・　横断研究（cross－sectional study）
・　症例対照研究（case－control study）

記述疫学

・　ホート研究（cohort study）
・　無作為化比較対照研究（RCT）
・　タアナリシス（meta－analysis）

分析疫学

大まかな分類

4）　生態学的研究（ecological　study）

・　集団を単位としてイベントの有無と曝露の有無の情報を収集しその関連をみる
・　例　総脂肪摂取量と年齢調整乳がんによる死亡率

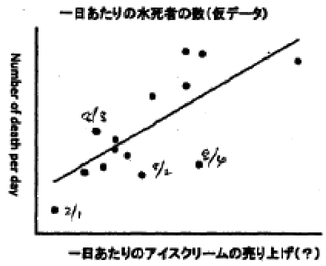
※　国民健康栄養調査と人口動態統計で作成
個々人のデータを追いかけているわけではない

5）　交絡の例

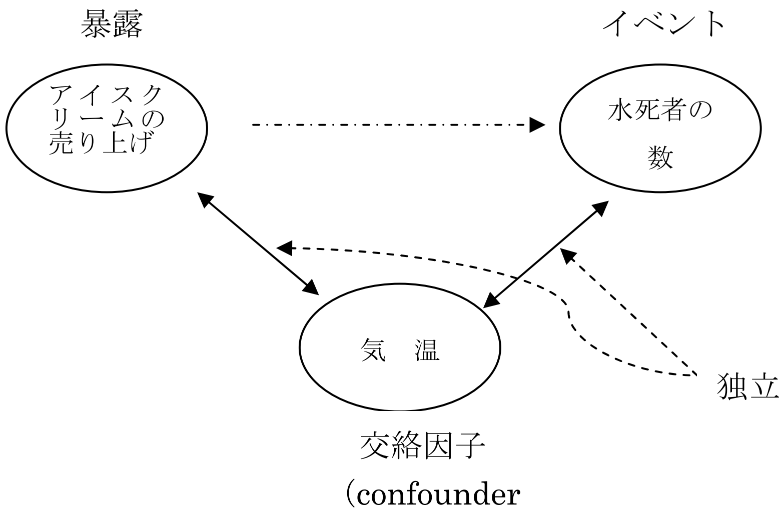
・　仮説：アイスクリームを食べると水難事故にあう

↓

水死者が増えるから、アイスクリームを売るのは控えましょう？？？



・　気温が高いとアイスクリームの売り上げが高くなる。
・　気温が高いと水に入る人が多くなる
→　水死者の数が大きくなる



交絡因子の特徴

1　曝露との関連がある。
2　事象の独立した危険因子である。

※　実際に交絡因子は見えにくいことが多い。

※　効果の修飾（effect modification）とは何か？

・　ある要因の結果への影響を示す効果の指標（リスク差やリスク比等）の数値を変化させるような第３の要因がある場合、「効果の修飾」があるという。

⇒第３の要因＝効果の修飾因子（effect-modifier）

・　交絡　⇒　　除去すべきもの

・　効果の修飾　⇒　　詳細な影響評価

※　交絡因子を除く方法

・　交絡因子を除き，効果の修飾を見つけるための方法は？

◆　層別解析：

Mantel-Haeszel 検定／推定

マッチング matching

◆　多変量解析：

条件付きロジスティックモデル

比例ハザードモデル

６）　生態学的研究の利点・弱点

・　利点

・　既存の統計情報を使用できる

・　新たに調査をする必要がない

・　安価、短時間

・　弱点

・　生態学的錯誤（ecologic　fallacy）

・　個人の曝露とイベントの情報の欠損から生ずる錯誤

・　例：アイスクリームの売り上げと水難事故率

・　因果関係の証明は困難

⇩

仮説を探すのに向いている。

※　生態学的研究の一例

・　日本における日射量とがん死亡の致死率に関する研究の紹介

Mizoue T.Ecological study of solar radiation and cancer mortality in Japan. Health Phys.　2004：87：532-8

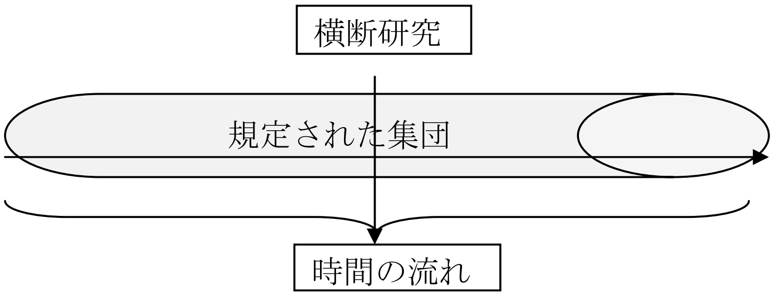
７）　横断研究

・　例　国民健康・栄養調査、国勢調査、国民生活基礎調査等

・　フィールド調査または有病率の調査。

・　暴露（要因）と事象が同時に調査される。

・　調査の対象集団が明確に規定されている。



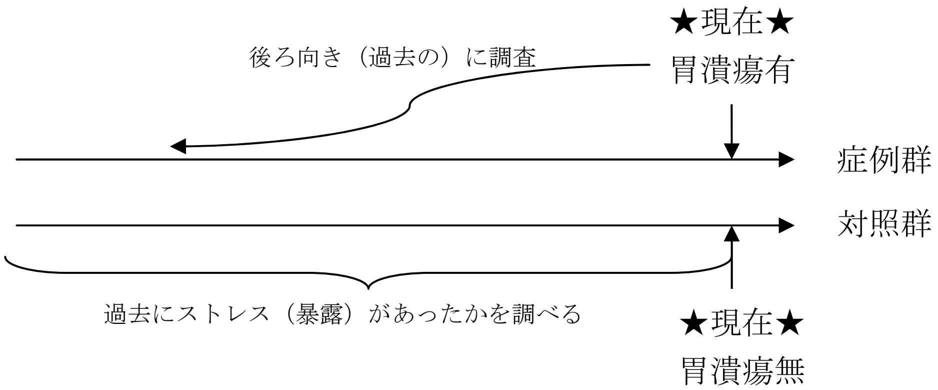
※　・　頻度・分布が分かる
　　・　暴露要因が分かる
※　ポイント
　　・　集団を決めること
　　・　なるべく多くの人に参加してもらうこと　－　参加率７０以上％

８）　横断研究

・ 目的
  ・　規定された集団（地域等）での健康状態やニーズ等の把握
  ・　（因果関係に係る）仮説の生成　←　検定はできない
・　利点
  ・　有病率などの推定を行うことができる（参加率を確認すること！！：７０％以上）
  ・　比較的安価で短時間に実施できる
  ・　複数の要因と複数の事象について同時に検討できる
・　弱点
  ・　要因と事象の時間的関係が明らかでない
  ※　病気になったからその食事なのか、その食事をしていたから病気になったのかは分からない。

９）　症例対照研究（case-control study）：後ろ向き研究

・　疾患に罹患した人（症例群）としていない人（対照群）の両集団について因子の暴露状況を比較
・　例【仮説】ストレスは胃潰瘍を生じさせる。



１０）　症例対照研究の利点と弱点

- 利点
  - まれな疾患を調べることができる
  - 比較的安価で容易にできる
- 弱点
  - 選択バイアス：対照群に選ばれた人に偏りの可能性に注意！！

    ※　胃潰瘍のない人の選び方が問題
  - 情報バイアス
    - 思い出しバイアス
    - オブザベーションバイアス※)
    - インタビュアーバイアス※)

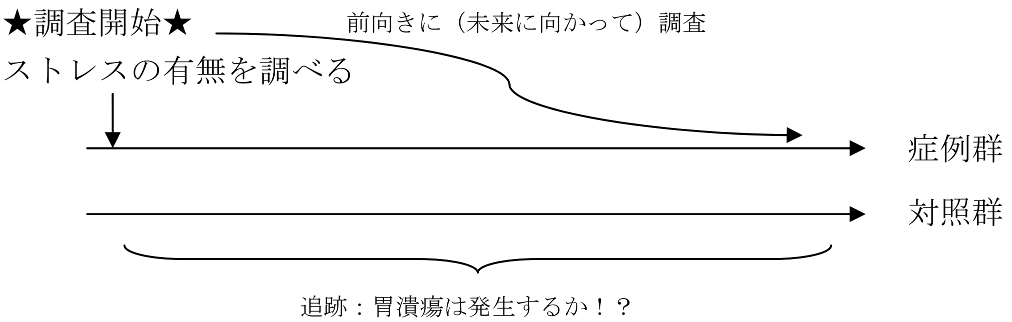
      ※)　調査者の思い込み

      あるはずだと思って、詳しく聞いてしまう。

１１）　コホート研究

- 疾患に罹患していない人の集団(コホート)を前向きに追跡し、疾病の発生状況を比較する。

例【仮説】ストレスは胃潰瘍を生じさせる。



※　暴露がないことを調べる。ある人は除外する。

１２）　コホート研究の利点と弱点

- 利点
  - 因子と事象の時間的関係が明らかである
  - 複数の疾患について同時に調査できる
  - 情報バイアスが少ない。

    思い出しバイアス、オブザベーションバイアスがない。
- 弱点
  - 時間がかかる。お金もかかる。
  - まれな疾患には不向き→心血管疾患や主要ながんの調査が多い。

１３）　ランダム化比較試験

・　Randomized　control　trial
・　コホート研究に類似

１４）　メタアナリシス

これまで行われた複数の研究を統計的な処理を用いてまとめ、暴露とイベントの関係について解析を行い検討したもの。

１５）　疫学の研究デザインと情報の質、その他

デザイン	妥当性	費用	研究期間
メタアナリシス	高い	―	―
無作為化比較対照試験	↑	高価	長期
コホート研究		↑	↑
症例対照研究			
横断研究	↓	↓	↓
生態学的研究	低い	安い	短期

１６）ヒルの判断基準

・　Strength of association（強固性）
・　Consistencv（一致性）
・　Specificity（特異性）
・　Temporality（時間性）
・　Dose response（用量反応関係）
・　Biological plausibility（生物学的説得性）
・　Experiment（実験的証拠）
・　Analogy（類似性）

１７）さらに勉強したい方は

・　Hennekens CH，Buring JE. Epidemiology in Medicine．1987．Little，Brown and Company．Boston/Toronto
・　「臨床疫学 EBM 実践のための必須知識」
・　「ロスマンの疫学　科学的思考への誘い」

（３）平均値に関する統計学的推論

１） 統計的検定の概要

統計的推定・検定では、母集団(population)から無作為抽出(random sampling)により標本(sample)を抽出し、その標本から母集団のパラメータ(母数)を推定し、偶然誤差(random error)よりも大きいかを一定の統計的な理論に基づいて検定を行う。以下では標本は母集団から単純無作為抽出により等確率で抽出されたものとして話しを進める。(この仮定が成立しないと母集団と標本の間に確率論的な対応をつめられない。)

1.1 統計的有意差検定

例えば食塩を多量摂取している地域と少ない地域からの標本である 2 つの集団（これを A 集団、B 集団としよう)の間で、「血圧値に違いがあるだろうか」という問題について検討してみよう。

いま、A 集団の収縮期血圧の平均値が 140、B 集団では 130 であったとする。これは本当に異なっているのだろうか。ばらつきが大きく、たまたま違った数値をとっただけなのだろうか。このような問題に対して操作的に判定を行うのが統計的有意差検定(統計的仮説検定ともいう)である。

いま、血圧値は正規分布に従い、中心的情報とバラツキが平均値と分散で要約でき、さらに等分散が仮定できるとしよう。このときにはスチューデントの t 検定が適用できる。

これまでの知見から 2 群の間には差がありそうだと考え、統計的にも差があると言いたいとする。ところが、差があるというためにはどの程度の差があるかということを明確にしなければならない。しかし、通常は事前にそのような情報が得られていないことが多い。そこで「差がない」ことを否定して、その対極として「差がある」と間接的に示すことを考える。この否定するための仮説をH_0と表すと、H_0は否定することで初めて意味をもつことから、帰無仮説(null hypothesis)と呼ばれる。差があることを積極的に主張するのではなく、まず「差がない」という帰無仮説H_0を受け入れて、差がない状況、つまりサンプリング誤差だけで生じる偶然変動だけではとても説明できないまれな現象が起こったか否かを検討するのである。H_0を棄却する確率が予め決めておいた値αと比べて希に生じたかを判断する。このαを有意水準(level of significance)と呼び、慣例として 5%、1%、0.1%というような基準がとられている。帰無仮説が棄却されたときには、通常、ネイマン・ピアソンにより提唱された、差があるという対立仮説H_1(alternative hypothesis)を受け入れる。一方、帰無仮説が棄却されない場合は何もいえないことになる。

＜2 群比較での統計的有意差検定の手順＞

- 帰無仮説、対立仮説、有意水準を設定する。
- 実際に観測された差 d に関して帰無仮説の下で、考えている母集団の母数(正規分布の場合は平均と分散)から検定統計量を求める。
- その分布のもとで実際に得られた統計量の取りうる確率を求める。
- それが有意水準以下であれば、「帰無仮説に基づいて求めた検定統計量が、稀にしか取り得ない値をとった」とみなして、「その統計量を求める基とした帰無仮説に誤りがあった」と判断する。これが否定されれば対立仮説を受け入れて差があるとみなす。

1.2　第 1 種の過誤と第 2 種の過誤

統計的有意差検定において、帰無仮説の方が正しいにも関わらずそれを誤って棄却して対立仮説を受け入れてしまうような誤りを第 1 種の過誤といい、逆に仮説の方が誤っているにも関わらずそれを採択してしまうような誤りを第 2 種の過誤という。標本数を増やすと第 1 種の過誤は小さくなるが第 2 種の過誤は逆に大きくなるというように、両者はシーソーのような関係を持ち、一方を小さくすると他方は大きくなってしまうことになる。第 1 種の過誤を犯す確率が有意水準であり、第 2 種の過誤がない(１－「第２種の過誤の確率」)確率を検出力とよぶ。

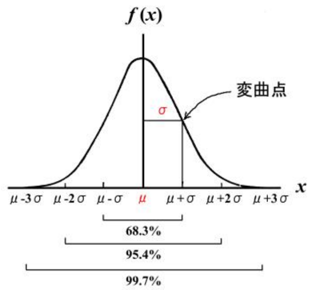
1.3　パラメトリック検定とノンパラメトリック検定

検定方法を母集団分布から分類すると、分布形を予め仮定して行う方法と仮定しないで行う方法があり、前者をパラメトリック検定、後者をノンパラメトリック検定とよぶ。ノンパラメトリック検定では「すべてある確率分布を持つ母集団からの標本」という大前提のみを必要とし、予め母集団の分布型を仮定せず、パラメータに依存しないで標本から求められる統計量について行う統計的推測方法の総称をいう。ノンパラメトリック検定は、予め母集団の分布型が仮定されている統計量に基づいたパラメトリック検定に比べ敏感ではないが、仮定の壊れの影響を受け難いという頑健性がある。２群の平均値の差の検定ではウィルコクソン順位和検定が、３群以上の比較の場合にはクラスカル・ウォリス検定(Kruskall－Wallis　test)などが広く利用されている。

1.4　主な確率分布

統計的な推定・検定は母集団に対してさまざまな確率分布を仮定して行われる。確率分布は大きく二項分布、ポワッソン分布などの離散型分布と正規分布などの連続型分布に分けられ、さらに統計的検定のために導かれた分布として標準正規分布、χ^2(カイ２乗)分布、t分布、F分布などがある。

平均μ、分散σ^2の正規分布の確率密度関数は次式の通りである。



$$f(x)=\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\left[\exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right)\right]$$

$$-\infty < x < \infty$$

ここで、μはN(μ, σ^2)の位置母数(location parameter)、σ^2は尺度母数(scale parameter)である。正規分布は平均を中心に左右対称形をした分布を呈しており、次の性質を満たす。

$\mu \pm \sigma$の範囲に68.27%
$\mu \pm 2\sigma$の範囲に95.45%　　のデータが含まれる。
$\mu \pm 3\sigma$の範囲に99.73%

2）　主な検定方法

２群の平均値の差の検定では、つぎのa、bの観点からどのような検定を行えばよいかを考える。

a　2群のデータは対応しているか

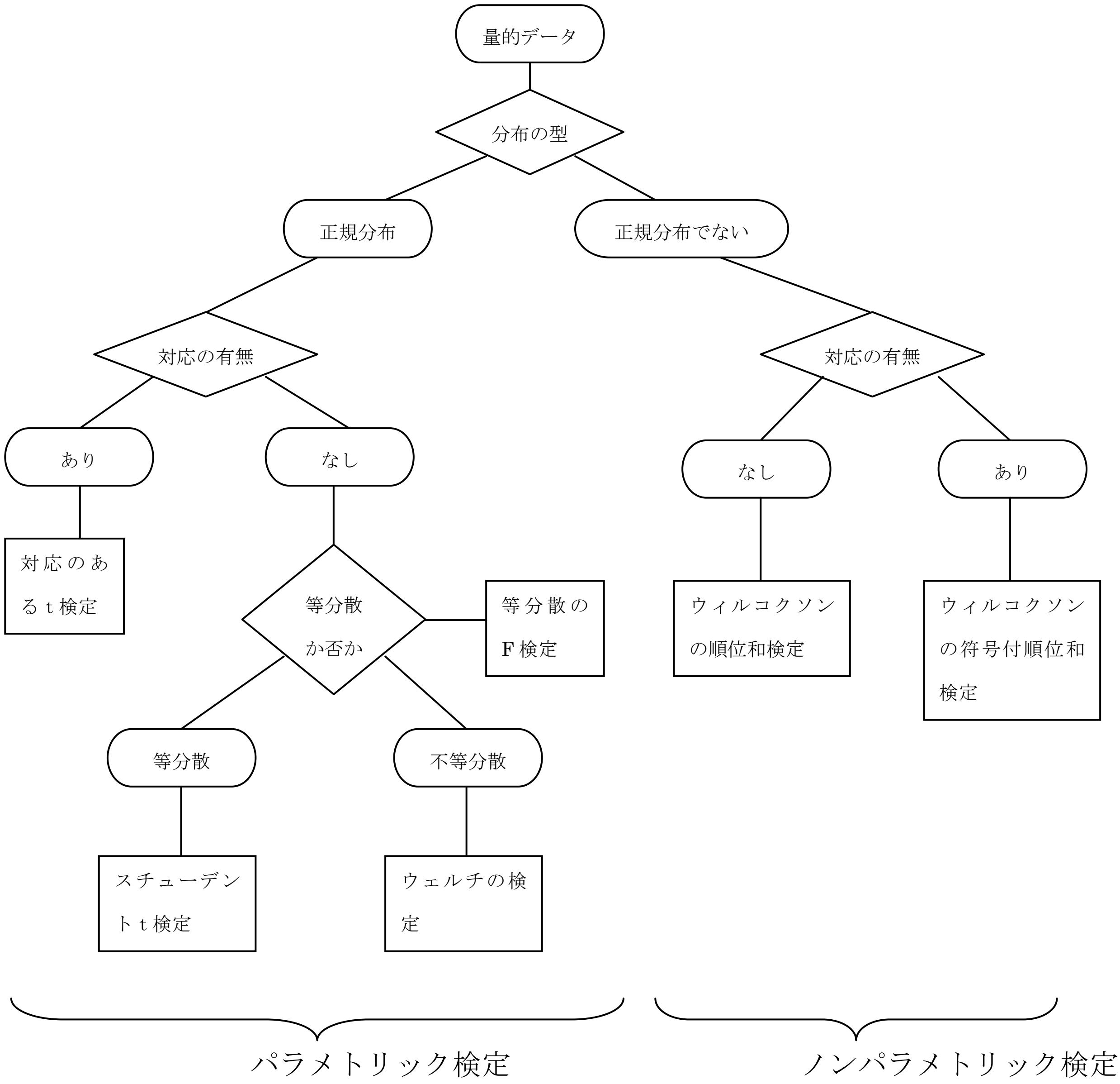
２群のデータの対応の有無は、両群の同じ番数のデータが同一対象からの標本であるというように、データがペアで得られているようなものを対応のあるデータであるといい、このときにはペアという条件を入れた対応のある場合の検定を行う。他方、両群の同じ番数のデータが同一対象からの標本でないときには対応がないという。

b　データの分布に正規分布が仮定できるか

データの分布を観察して、それが正規分布をしている(平均値を中心としてほぼ左右対象の分布形状であればほぼ正規分布とみなせる)場合にはパラメトリック検定で、そうでなければノンパラメトリック検定で検定を行う。

平均の差の検定のための対応のない場合では、パラメトリック検定としてスチューデントｔ検定、ウェルチの検定が利用できる。ノンパラメトリック検定としてウィルコクソンの順位和検定がよく利用される。一方、対応のある場合の検定では、パラメトリック検定として対応のあるｔ検定、ノンパラメトリック検定としてウィルコクソンの符号付き順位和検定がよく利用される。

2 群の平均値の差の検定法



(図参照)

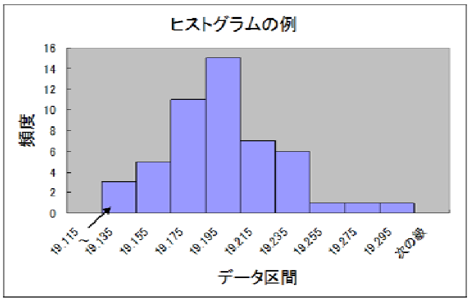
2.1　連続変数の記述と要約

収集された情報・データからいきなり平均値、標準偏差などの要約統計量を計算する前に、データのバラツキの様子、すなわちデータの特徴を視覚的に見ることが重要である。つまり、

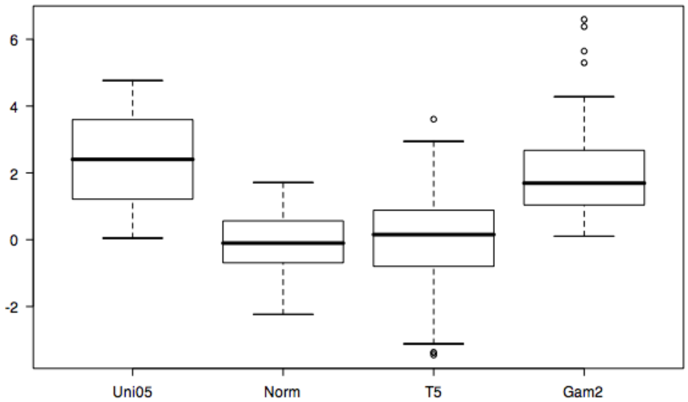
- データがどのような値を中心に分布しているか
- データの散らばり具合いの大きさは
- 形状が左右対称か

- 単峰性か多峰性か
- 飛び離れた値があるか

などを理解することにより、適切な情報処理方法が変わってくるからである。このための道具として、古典的なものに度数分布表を基にするヒストグラムあるが、近年よく利用されているものに、情報を要約するための基本統計量の性質と計量値の分布状態の要約を正しく表現できる新しい方法として、箱ヒゲ図(Box-whisker　plot)がある。



ヒストグラム



箱ヒゲ図

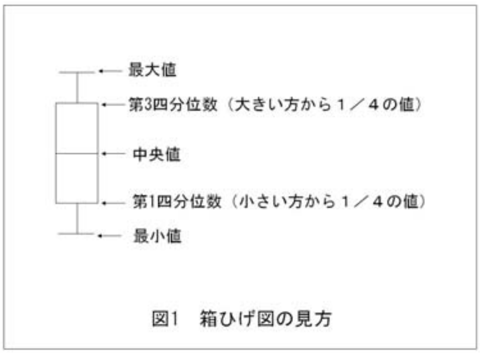


図1　箱ひげ図の見方

主な要約統計量は以下の通りである。

平均値 $\bar{x}$： $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n} x_i = \frac{1}{n}(x_1 + x_2 + \ldots + x_i)$

分散 S^2： $S^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{j=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2$

標準偏差　SD、S：$S = \sqrt{S^2}$

標準誤差（standard error、S.E.）$\frac{S}{\sqrt{n}}$

「標本平均$\bar{x}$のバラツキ」を示す統計量で、平均値$\bar{x}$の誤差の大きさを表現している。

$\bar{x}$±SE と平均値を表現することが多い。

パーセンタイル(中央値、25%点、75%点など)：データを小さいほうから、大きい方に並べ変えて、

$X(1) \leqq X(2) \leqq \cdots \leqq X(n)$

とおく。ここで、X(i)は一般に i 番目の順序統計量という。このとき、100p パーセンタイル Xp は k=(n+1)p 番目の頂序統計量 X(k)となる。もし、k が整数でなければ、

k=(n+1)p=k*(整数部分)+α(小数部分)

に分けて、線形補間によりXp=(1－α)X(k*)+αX(k*+1)で計算する。

点推定は、推定量として母数そのものの値(位置母数またはバラツキ(尺度母数)を推定する方法である。一方、区間推定は.ある確からしさのもとで母数(たとえば母平均)そのものではなくその存在する区間を推定する方法である。

母平均の推定量(平均値や中央値は母平均の点推定)のように、母平均という１つのパラメータに対して,点推定としての標本統計量はいくつかある。このなかで、不偏性(サンプルの大きさとは関係なく統計量の期待値が推定しようとしているパラメータと一致するという性質)、一致性(n を十分大きくしたときにその統計量の分散が 0 に近づく、つまり系統誤差が含まれていないという性質)、十分性(統計量には母数に関する情報が含まれておらず、標本から求められる情報のみで推定される)という性質や有効性、頑健性などの性質が推定量の善し悪しに関係する。特に不偏性を満たす統計量を不偏推定量(unbiased estimator)というが、これは推定量として大変良い性質を持っている。例えばよく用いられる標本分散

$$S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$

の期待値は$E(s^2) = \frac{n-1}{n}\sigma^2$ となり母分散とは一致しない。この不偏推定量は

$$s_{n-1}{}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2$$

となり、これを不偏分散という。

2.2　等分散の F 検定

平均値の検定は分散が等しいか否かにより検定統計量の算出法が異なる。そこで平均値の差の検定を行う前に、母集団の分散が等しいかについての検定を行い、その結果により平均の差の検定で用いる手法を選択する。2 群がそれぞれ独立に平均 μ_i ,分散 σ_i^2 の正規分布 N(μ_i , σ_i^2),i=1,2 に従うとき、等分散の検定は以下の手順で行う。

①　検定仮説と有意水準を設定する。

帰無仮説 H_0: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

対立仮説 H_1： $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$

有意水準:20%

通常、有意水準として 5%、1%、0.1%を設定するが、等分散性の検定の場合にはやや大きめ(t 検定の有意水準の 4 倍程度でそれが 5%なら 20%程度とする)に設定する。

②　検定統計量を求める。

$F = S_1^2 / S_2^2$　　～　$F(\nu_1, \nu_2, \alpha/2)$ 分布

ただし、F≧1 となるようにする。

③　帰無仮説 H_0 のもとでその検定統計量を取りうる確率を求め判定する。

求めた確率が有意水準より小さいか否かにより、帰無仮説を棄却するか、否かを判定する。

$F = S_1^2 / S_2^2$　　～自由度　$\nu_1 = n_1 - 1$、$\nu_2 = n_2 - 1$ の F 分布の性質を利用して、F 分布の上側パーセント点の表より自由度 (ν_1, ν_2) の F 分布の上側 100(α/2)パーセンタイル $F(\nu_1, \nu_2, \alpha/2)$ を読み取り

F> $F(\nu_1, \nu_2, \alpha/2)$

であれば、有意水準 100α%(両側検定)で帰無仮説 H_0: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ を棄却する。

帰無仮説は、否定することによりはじめて意味をもち、否定できないことはそれについて何もいえないということになる。しかしながら、等分散性の検定では、慣例として帰無仮説が否定できない場合に一応等分散と見なすという方式がとられている。

2.3　スチューデントの t 検定(Student t－test)：正規分布で等分散の場合

①　検定仮説と有意水準を設定する。

帰無仮説H_0: $\mu_A = \mu_B$

対立仮説H_1: $\mu_A \neq \mu_B$ （両側検定）

有意水準:5%

②　検定統計量を求める。

標本平均の差の分散の不偏推定量は

$$s^2_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2} = \left[\frac{(n_1-1)s_1{}^2 + (n_2-1)s_2{}^2}{n_1+n_2-2}\right]\left[\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right]$$

となり、これを用いて検定統計量tが帰無仮説H_0：$\mu_1 = \mu_2$のもとで自由度

ｎ$_1$＋ｎ$_2$－２のt分布に従うことを利用して検定する。

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s^2_{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}}} \quad \sim \quad t(n_1+n_2-2)\text{分布}$$

③　帰無仮説H_0のもとでその検定統計量を取りうる確率を求め判定する。

自由度$\nu = n_1 + n_2 - 2$の t 分布の上側 100(α/2)パーセンタイル t(ν, α/2)を求め、

$|\, t \,| > t(\nu, \alpha/2)$

であれば有意水準 100α％で帰無仮説を棄却して､2 群の平均値には差があるとみなす。

2 群の差の統計学的検定では、帰無仮説を棄却できたら対立仮説を受け入れるというロジックに従っている。この場合は両側検定で対立仮説は「等しくない」であり、直接検定でいえるのはここまでである。しかし、慣例として等しくないのだから、どう等しくないかを表現した方が分かりやすいので、実際のデータから差のあり方、実際の結果、つまり高いか低いかをみて「有意水準５％で有意に高いことが認められる」と表現することが積極的に取り入れられている。

2.4　ウェルチの検定（Weltch test）：正規分布で不等分散の場合

ウェルチの検定での帰無仮説、対立仮説、有意水準はスチューデントの t 検定の場合と同じであり、検定統計量と自由度が異なる。このときの検定統計量は下記の通りである。これが自由度νの t 分布に従うことを利用する。

検定統計量：

$$t=\frac{\overline{x_1}-\overline{x_2}}{\sqrt{\frac{s_1{}^2}{n_1-1}+\frac{s_2{}^2}{n_2-1}}}$$

自由度：$\nu=\dfrac{\left(\dfrac{s_1{}^2}{n_1-1}+\dfrac{s_2{}^2}{n_2-1}\right)^2}{\dfrac{s_1{}^4}{(n_1-1)^3}+\dfrac{s_2{}^4}{(n_2-1)^3}}$ を四捨五入した値

2.5　対応のある t 検定(paired t－test)

対応のある場合の２群の差の検定としての対応のある検定では、同一対象からの異なる２時点の観測値のペアが得られる場合、または異なる母集団から同じ条件をもつものを「ペア」として選択する場合に、２群の差を問題としている。この場合には差のデータが平均０の正規分布に従うということのみを仮定して、この差がある母集団からの標本と考えて差の平均値と標準偏差をもとに検定統計量を算出する。したがって、２つの群の個別の分散に関しては問題にしていない。

２群に正規母集団が仮定できる場合に適用するとあるのは、それぞれの群が正規分布に従えば、そこからの標本の差も正規分布となるからである。検定はまず、大きさｎのペアの標本の差をもとに、差の平均値$\overline{d}$と標準偏差s_dを求め、

帰無仮説H_0:　$\mu_A=\mu_B$

対立仮説H_1:　$\mu_A\neq\mu_B$（両側検定）

有意水準:5%

のもとで検定統計量ｔを求めて、これがｔ（n－1)分布に従うことを利用し検定する。

$$t=\frac{\overline{d}}{s_d}\sqrt{n}\quad\sim\ \mathrm{t}\ (\mathrm{n}-1)\text{分布}$$

2.6　ウィルコクソンの順位和検定(Wilcoxon rank sum test)

すべての標本がある母集団からの標本であるとみなし、データを順位統計量に変換し、一般には標本の大きさが小さい群の順位和を検定統計量とし、これを基に予め得られている帰無仮説の下での検定統計量の確率分布を利用して検定を行う。２群から取り出した２つのあらゆる組について差をとり、符号が＋になる組の数をＵと表すマン・ホイットニーの U 検定と同等である。

①　検定仮説(スチューデントのｔ検定の場合と同様)

帰無仮説H_0:　$\mu_A=\mu_B$

対立仮説H_1： $\mu_A \neq \mu_B$ （両側検定）

有意水準:5%

②検定統計量を求める。

２群のデータ $(X_{A1}, X_{A2}, \cdots, X_{An_A})$ 、$(X_{B1}, X_{B2}, \cdots, X_{Bn_B})$ の 2 群の標本 $n_A + n_B$ 個を一緒にして小さい方から順に 1､2､3…と順位(rank)をつける。ただし、同じ数値は同順位(tie)として、順位にはそれらがしめるべき順位の平均値を割付ける。たとえば｛12　18　18　23 50｝の５つのデータに対しては順位は｛1　2.5　2.5　4　5｝がつけられる。そして、標本の大きさが小さい方の群を A 群として、次の統計量 U

U=(A 群の順位和)

を計算する。群ごとの順位和が R_A、R_B であったとき、$n_A \leqq n_B$ であれば $U = R_A$ であり、$n_A \geqq n_B$ であれば $U = R_B$ である

③確率を求め検定する。

両群の標本の大きさが２０以下の場合：統計量Uの精密分布の下側 100(α/2)パーセンタイルU(1－α/2)､上側 100α(α/2)パーセンタイルU(α/2)のペア{U(1－α/2),U(α/2)}を順位和統計量の表から読み取り、

U≦U(1－α/2)　または　U(α/2)≦U

であれば、有意水準 100α％でH_0: $\mu_A = \mu_B$ を棄却する。

標本の大きさが２０を越えた群がある場合：この場合には、順位和の平均値の差から検定統計量を求めて検定する。

$$E(U) = \frac{n_1(n_1 + n_2 + 1)}{2}$$

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

から

$$Z = \frac{U - E(U) \pm 0.5}{\sqrt{V(U)}} \quad \sim \quad N(0,1)$$ （分子が小さくなるように 0.5 の符号を決める）

$$|\,Z\,| > Z(\alpha/2) \qquad Z(0.05/2) = 1.96 \qquad Z(0.01/2) = 2.58 \qquad Z(0.001/2) = 3.29$$

であれば、有意水準αで帰無仮説が棄却される。

マン・ホイットニーのＵ検定

マン・ホイットニー(Mann－Whitney)U検定は２群から取り出したあらゆる組の差をとり、その差が(＋)となった組の数を検定統計量U_1とする。順序統計量に同順位(タイ)がないとき、ウィルコクソンの順位和検定の統計量R_1とU_1との間には、

$$U_1 = n_1 \times n_2 + n_1(n_1+1)/2 - R_1$$

(ただし、n_1、n_2 は２群の標本数)

という関係があり、ウィルコクソンの順位和検定の統計量で検定したものと全く同じ結果が得られることが知られている。この意味で両者は同等といい、一般にはR_1の方が手計算でも簡単に求められるので、よく利用されている

2.7　ウィルコクソンの符号つき順位検定 Wilcoxon signed rank test

対応のある２群比較でのノンパラメトリック検定法である。ペアの差は平均０の対称な分布型を持つ母集団からの標本であるという帰無仮説を検定する。０を除くペアの差の絶対値を順序統計量に変換し、差が正の群、負の群毎の順位和を求め、それが小さい方の群の順位和を検定統計量として検定を行う。

３）　一元配置分散分析

２群の平均値の差の検定を多群に拡張したものが一元配置分散分析である。分散分析は、みてみたい要因(因子)の効果を検出するために、他の要因の影響をできるだけ除去する無作為化を行う実験計画法での検定方法である。実験計画法では「群」を「因子」と表現し、そのレベルを「水準」と呼ぶ。ここでも群の数を水準に置き換えて表現する。

一般に観測値には着目した因子の効果の他に、偶然誤差、個体差、日間変動、・・・と様々な変動要因の影響があることが多い。一元配置分散分析では、これらの誤差を処理の効果と誤差に分解し、水準間の誤差が水準内の誤差に比べて十分に大きいかを比べる。

分散分析は前提条件として

各水準ごとにデータは正規分布に従う

各水準のバラツキは等しい

という２つの仮定のもとで適用する。多群の等分散性の検定は Bartlett 検定で検定する。もし、等分散性の仮定が成り立たないときにはノンパラメトリック法の Kruskal-Wallis 検定が利用できる。なお、２群の場合には一元配置分散分析はｔ検定に一致し、二元配置分散分析は対応のあるｔ検定に一致する。

一元配置分散分析では例えば

観測値＝(真の値)+(着目した因子の効果)+(偶然誤差)+(個体差)+…

のような実験があったとき、

(偶然誤差)+(個体差)+…を「実験誤差」としてひとくくりに取り扱い、着目した因子の効果を分析する。

いま、水準が３水準としてA_1、A_2、A_3とし、各データX_{ij}について

$$x_{ij} = \mu + \alpha_j + e_{ij} \qquad e_{ij} \quad \sim \quad N(0, \sigma_e^2)$$

ただし、μは全体の平均、α_jは水準A_jの効果、e_{ij}は実験誤差で各水準に同じバラツキをもって正規分布$N(0, \sigma_e^2)$すると仮定する。$\mu + \alpha_j = \mu_j$として水準A_jでの平均値効値と考えると、因子Ａの効果があるかないかは、

H_0：$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0 \quad \longleftrightarrow \quad \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu$

H_1：H_0でない　（両側検定）

有意水準：５％

を検定することになる。つまり、２群の平均値の差の検定の３群以上への拡張であることがわかる。

①検定仮説

H_0：$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$

H_1：H_0でない　（両側検定）

有意水準：5%

②検定統計量を求める。

$$\frac{\text{水準間のバラツキ}}{\text{水準内のバラツキ}} = \frac{\text{水準間のバラツキ}}{\text{実験誤差}}$$

が F 分布に従うことを利用して、平方和から以下のように求める。

	A_1	A_2	A_3
1	x_{11}	x_{12}	x_{13}
:	:	:	:
:	:	:	:
r	x_{r1}	x_{r2}	x_{r3}
計	T_1	T_2	T_3
総計	$T=T_1+T_2+T_3$		

全体の平方和：$SS = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{3}(x_{ij} - \bar{x}_{..})^2 = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{3} x_{ij}^2 - T^2/N \quad , \quad N = 3r$

水準間の平方和: $SS_{\mathrm{A}} = \mathrm{r}\sum_{\mathrm{j}=1}^{3}(\bar{x}_{\cdot} - \bar{x}_{\cdot\cdot})^2 = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{3} T_A{}^2 - T^2/N$

水準内の平方和: $SS_E = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{3}(\ x_{ij} - \bar{x}_{\cdot j}\ )^2 = SS - SS_A$

$$F = \frac{SS_A/\nu_A}{SS_E/\nu_E} = \frac{V_A}{V_E} \qquad \sim \qquad F(\ \nu_A, \nu_E, \alpha\ )$$

③　確率を求め判定する。

分散分析の場合には F>1 なることが期待されるので右片側で比べればよい。

$$F > F(\ \nu_A, \nu_E, \alpha\ )$$

今水準を３としたが、これを a とおくと、結果は次のような分散分析表にまとめられる。

要因	平方和	自由度	平均平方和	F 値
A（因子）	SS_A	$\nu_A = a - 1$	$V_A = SS_A/\nu_A$	$F = V_A/V_E$
E（誤差）	SS_E	$\nu_E = N - a$	$V_E = SS_E/\nu_E$	
全体	SS	$\nu = N - 1$		

編集後記

あっという間に２月が逃げて行きます！！今月号もあつい「行歯会だより」になりました。新年度にむけてあつい情熱で寒さをふっとばしましょう！！！！（K）

先日、大雪の影響で通勤電車が途中でストップし、朝から夕方まで８時間、缶詰になるという貴重な経験をしました。雪に強いはずの北国でも今年は異常ですねえ。（A）