統計（医療統計）
第９回　検定の基礎

授業担当：徳永伸一

東京医科歯科大学教養部　数学講座

第13章　推定

Ⅰ．　母集団と標本

Ⅱ．　点推定

- 不偏性，不偏推定量

Ⅲ．　区間推定

Ⅳ．　母平均の区間推定

1. 母分散が既知のとき・・・前回ここから
2. 母分散が未知のとき

Ⅴ．　母分散の区間推定・・・省略

Ⅵ．　母比率の区間推定

＊＊＊前回ここまで＊＊＊

[復習] Ⅲ．区間推定

区間推定とは

- 「母数の値をズバリ推定するより，母数が（高い確率で）存在する区間を推定する」という考え方．
- 「推定値が母数にどのくらい近いか（誤差がどのぐらいあるか）」も含めて推定する．

具体的には

- 「母数 θ が区間 I に含まれる確率が〇％」といった形の推定を行なう．
  - 「θ の推定値 θ' の誤差が確率〇％で d 以下」と考えても同じ。
  - $|\theta - \theta'| \leqq d \iff \theta \in [\theta' - d, \theta' + d]$ （＝I）
- ↑における
  - 区間・・・（〇％）信頼区間
  - 確率・・・信頼度（または信頼係数）・・・95％，99％など

[復習]　Ⅳ．母平均の区間推定

母平均μの区間推定（母分散既知の場合）

問題設定：

- 標本サイズn，標本平均 $\bar{X}$ の実測値が与えられており，母分散σ^2は既知とする．
- 母集団分布･･･正規分布なら好都合だが，任意の分布でもnが大きければ，標本平均の分布は中心極限定理により正規分布で近似可能．

以上の条件のもとで，

「μの 100γ%信頼区間」

を求める（γは信頼度＝信頼係数で，具体的には0.95, 0.99, 0.90など）．

→続いて信頼区間の求め方，でもその前に･･･

S. TOKUNAGA

[復習]　VI.標本分布（2）

標本平均の期待値と分散・標準偏差

$X_1, X_2, \cdots, X_n$ を平均 μ, 分散 σ^2 である母集団から無作為抽出した標本とするとき,

$X_1, X_2, \cdots, X_n$ はそれぞれ, 期待値 μ, 分散 σ^2 の互いに独立な確率変数と見なせる.

よって標本平均 $\bar{X}$ について

$$E(\bar{X}) = \mu \times n \times (1/n) = \mu$$

$$V(\bar{X}) = \sigma^2 \times n \times (1/n)^2 = \sigma^2/n$$

（期待値・分散の加法性↑）　（↑積に関するE,Vの性質より）

$$\sigma(\bar{X}) = \sqrt{V(\bar{X})} = \sqrt{(\sigma^2/n)} = \sigma / \sqrt{n}$$

[復習] 標本平均の分布・まとめ（対比して再確認）

定理(正規分布の性質より)

$X_1, X_2, \cdots, X_n$を正規分布$N(\mu, \sigma^2)$に従う母集団から無作為抽出した標本とすると

$$\text{標本平均 } \bar{X} \sim N(\mu,\ \sigma^2/n)$$

定理(中心極限定理の系)

$X_1, X_2, \cdots, X_n$を平均μ，分散σ^2である任意の母集団から無作為抽出した標本とするとき，

標本サイズnが十分大きければ，近似的に

$$\text{標本平均 } \bar{X} \sim N(\mu,\ \sigma^2/n)$$

となる.

★以上を踏まえて区間推定の具体的な方法へ

[復習]　Ⅳ．母平均の区間推定

母平均μの区間推定(母分散既知)の解法

- $\bar{X} \sim N(\mu, \sigma^2/n)$と近似(中心極限定理による).
  - 注意：正規母集団を仮定すれば厳密.
- $Z = (\bar{X} - \mu)/(\sigma/\sqrt{n})$ と標準化すると $Z \sim N(0, 1)$
- $P(-z(\alpha/2) \leqq Z \leqq z(\alpha/2)) = \gamma$
  - ただし$\alpha = 1 - \gamma$. $z(\alpha)$ は $P(Z \geqq z(\alpha)) = \alpha$ を満たす値.
  - たとえば$\gamma=0.95$ のとき$\alpha/2=0.025$, $z(\alpha/2) = z(0.025) = 1.96$
  - $z(\alpha/2)$は「上側$100(\alpha/2)$%点」と呼ばれる.
- ↑を同値変形すると

$$P(\bar{X} - z(\alpha/2)\,\sigma/\sqrt{n} \leqq \mu \leqq \bar{X} + z(\alpha/2)\,\sigma/\sqrt{n}) = \gamma$$

よって「μの$(100\times\gamma)$%信頼区間」は

$$(\bar{X} - z(\alpha/2)\,\sigma/\sqrt{n},\ \bar{X} + z(\alpha/2)\,\sigma/\sqrt{n})$$

S. TOKUNAGA

[復習]　Ⅳ．母平均の区間推定

教科書p.107例題1

コレステロールの平均値μの区間推定

- 母集団・・・成人男子
（正規分布はp.106で仮定）
- 標本サイズn＝36（人）
- 標本平均$\bar{x}$＝63（mg/dl）・・・μの点推定値
- 母標準偏差σ＝12（ mg/dl ）

以上の条件のもとで,

「μの95%信頼区間を求めよ」という問題.

（信頼度95%）

[復習（追記あり）] Ⅳ．母平均の区間推定

<u>例題1に関する補足</u>

- 正規母集団の仮定がどこにも明記されていなければ，下記のいずれかの方針で考える．
  - 正規母集団に十分近い分布であると考えて，正規母集団の仮定を導入．
  - n＝36を十分大きいと見なし，標本平均の分布を正規分布で近似（中心極限定理より）．
  - **教科書では13章「Ｉ」の末尾（p.106）において正規母集団が仮定されている．**

    ★ただしカッコ内の説明はおかしいので無視してください．

    「母集団が小さければ正規母集団を仮定できない」は正しいが、
    「母集団が大きければ正規母集団を仮定できる」とは限らない。

- 公式（ $\bar{X}-z(\alpha/2)\sigma/\sqrt{n}$, $\bar{X}+z(\alpha/2)\sigma/\sqrt{n}$ ）

  に値を代入すれば一応答えは出ます．

- 母標準偏差 σ の値が既知というのは，かなり虫のいい仮定．
  - 現実的にはあまりないケースと思われるが，基本的な原理と手法を理解するためにあえて導入している．

[復習]　Ⅳ．母平均の区間推定

「μの(100×γ)%信頼区間」:

$$\left(\bar{X}-z(\alpha/2)\sigma/\sqrt{n},\ \bar{X}+z(\alpha/2)\sigma/\sqrt{n}\right)$$

について:

- 標本平均(の実測値)を中心とする区間である.
- $\sigma/\sqrt{n}$ は標準誤差と呼ばれる.

[その他の重要な考察]

- γを大きくすると･･･
  - $\alpha=1-\gamma$ は小さくなる → $z(\alpha/2)$ は大きくなる.
    →信頼区間の幅が大きくなる.

  (外れる確率を減らすのだから、幅を大きく取る必要があるのは当然)
- nを大きくすると → 信頼区間の幅が小さくなる.
  - 情報量が増えるのだから, 誤差が減るのは当然

［復習］　Ⅳ．母平均の区間推定

「母分散既知の場合」のポイントをまとめると

- 母分散σ^2を用いて標本平均の分布が表せる．
- 母集団分布が正規分布なら標本平均の分布も正規分布．
- 正規母集団を仮定せずとも，標本サイズnが十分大きければ標本平均の分布は正規分布で近似でき，いずれにしても正規分布の問題に帰着できる．
- だがその（標本平均が従う）正規分布$N(\mu,\ \sigma^2/n)$は，母分散σ^2を用いて表されているのだから，σ^2の値がわからないと推測できない．
- 現実にはσ^2は未知のケースが多い！

→「母分散未知」のケースへ．

[復習] Ⅳ. 母平均の区間推定（母分散未知）

母平均 μ の区間推定（母分散未知の場合）

母分散 σ^2 が未知であっても

標本の不偏分散 $U^2 := \{ \sum (x_i - \bar{x})^2 \} / (n-1)$

は，常にわかる（標本データから計算できる）．

そこで母分散未知の場合には：

- 方針1：U^2 を σ^2 の近似値（推定値）として利用．
  - U^2 は σ^2 の（不偏）推定量ですからね．
  - 「近似」を認めてしまえば，またしても正規分布の問題に帰着．推定の方法はほとんど同じ．

    （Uの値を σ のところに代入するだけ．同じ公式が使える）
  - 標本サイズが大きければ，良い（誤差の少ない）近似値であることが期待できる．
  - だが**小標本の場合**は誤差が無視できないはず．

    →方針2へ

S. TOKUNAGA

[復習]　Ⅳ．母平均の区間推定（母分散未知）

＊＊＊ここから新しい内容＊＊＊

- 方針2：σ^2を用いずに表せる(U^2を含む)統計量を導入する.

→第11章Ⅴ

3-その他の重要な標本分布[2]　t分布

以下の定理を利用：

定理(教科書p.100)

正規母集団$N(\mu,\ \sigma^2)$からの，大きさ n の無作為標本 $\{X_1, X_2, \cdots, X_n\}$ について，標本平均X’，不偏分散を U^2とする．このとき，確率変数

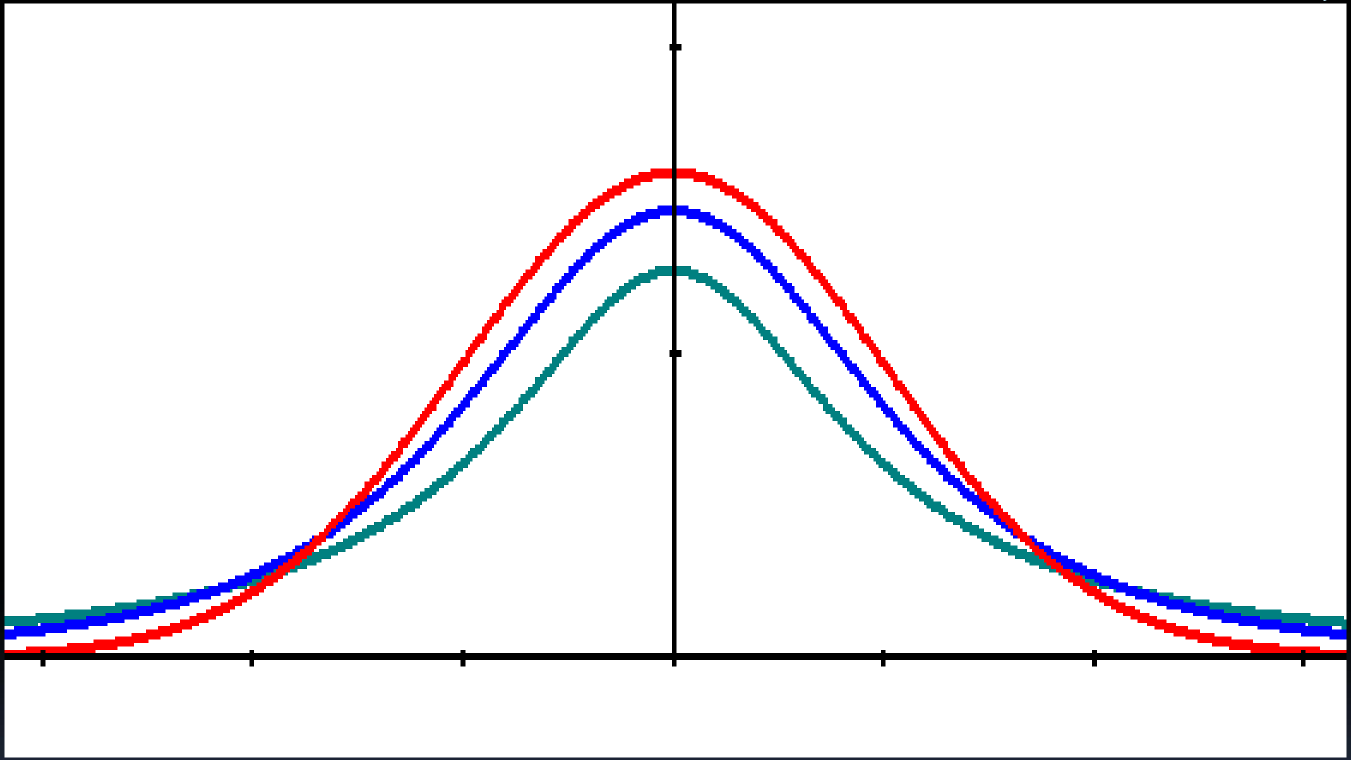
$$T := (X' - \mu) / (U / \sqrt{n})$$

は自由度n-1のt分布(と呼ばれる分布)に従う.

S. TOKUNAGA

[復習] t 分布の密度関数のグラフ

（明星大学 船津好明先生のウェブサイトより転載）



青：自由度3，暗緑：自由度1（赤：標準正規分布）

S. TOKUNAGA

[復習]　Ⅳ．母平均の区間推定（母分散未知）

t分布について

- 「スチューデントのt分布」とも呼ばれる．
  - 「スチューデントstudent」は発案者のペンネーム．
  - 定理中の$T=(X'-\mu)/(U/\sqrt{n})$はスチューデント比とも呼ばれる．
- 厳密に定義するのは少々やっかいなので省略．ともかく理論的に「わかっている」分布として（巻末の数表などを用いて）利用する．
- 密度関数の概形は正規分布と似ている．対称性のある釣鐘型．
- 自由度と呼ばれるパラメータを持つ．
  - サイズnの標本から求めたスチューデント比Tにおいては，自由度ν（ギリシャ文字の「ニュー」）＝$n-1$．
  - 自由度とは大雑把に言えば「独立なパラメータの個数」．
  - ν大きいほど標準正規分布N(0,1)に近づき，$\nu=\infty$で完全に一致．
  - 自由度νのt分布の上側100α%点を$t_\nu(\alpha)$または$t(\nu,\alpha)$で表す．
  - $t_\nu(\alpha)$の値は教科書p.137の表から．

S. TOKUNAGA

[復習] Ⅳ. 母平均の区間推定（母分散未知）

注意と補足

- 「正規母集団」の仮定はt分布を利用する上で本質的に重要.
- 標本平均X’の標準化変数:

  Z＝(X’－μ)/(σ/√n) との類似に注意.

  - つまりnが大きければ，T≒Zであるということ.

    (ただし，今考えているのはnが小さいケースでした)

S. TOKUNAGA

［復習］ Ⅳ． 母平均の区間推定（母分散未知）

t分布を利用したμの推定

- 母分散σ^2が未知の正規母集団N(μ， σ^2)からの，大きさnの無作為標本{x_1,x_2, ・・・,x_n}について，標本平均x'，不偏分散をU^2とする．

このとき

$$t = (x' - \mu) / (U / \sqrt{n}) \sim \text{（自由度}n-1\text{のt分布）}$$

だから

- 母平均μの信頼度$\gamma = 1 - \alpha$の信頼区間は

$$\left(x' - t_{n-1}(\alpha/2)\, U/\sqrt{n},\ x' + t_{n-1}(\alpha/2)\, U/\sqrt{n} \right)$$

【注意】やってることは母分散既知の場合と大差ない．自由度という新たなパラメータが出てきただけ．

［RECALL］母分散既知の場合のμの100(1−α)%信頼区間：

$$\left(\bar{X} - z(\alpha/2)\, \sigma/\sqrt{n} \ ,\ \bar{X} + z(\alpha/2)\, \sigma/\sqrt{n} \right)$$

S. TOKUNAGA

[復習]　Ⅳ．母平均の区間推定（母分散未知）

例題2（教科書p.108）

- 母集団：成人女性HDLコレステロール値
  （正規母集団はp.106で仮定）
- 標本サイズn＝10，標本平均x’＝70
- 標本の不偏分散U^2＝14×14×（10/9）・・・★
  （「標準偏差」の定義に注意！）
- 信頼度＝0.95

［解答］

自由度＝n－1＝10－1＝9

教科書p.137の表より $t_9(0.025)=2.262$を読み取る．

95%信頼区間は

$$\left(x' - t_{n-1}(0.025)\, U/\sqrt{n},\ x' + t_{n-1}(0.025)\, U/\sqrt{n} \right)$$

に該当する値を代入して

＝（　　　　，　　　　）

S. TOKUNAGA

Ⅴ．母分散の区間推定

都合により割愛します

→Ⅵ．母比率の区間推定　へ

S. TOKUNAGA

[復習]　VI.　母比率の区間推定

「母集団比率に関する推測」とは

- ベルヌーイ母集団に関する推測.
  - 2項分布の応用.
  - ある程度大きな標本を扱うケースがほとんどなので，たいていは「2項分布の正規近似」を利用する.
- 「世論調査の類」．支持率調査など，身近に興味深い例が多い.
  - 「統計的な理解を深めるよいチャンス」.

S. TOKUNAGA

[復習]　Ⅵ．母比率の区間推定

2項分布の正規近似RECALL

中心極限定理により，nが十分大きいとき，

B(n,p)はN(np, np(1−p))で近似できる．

∵ B(n,p)に従う確率変数は，B(1,p)(という同一の分布)に従う独立なn個の確率変数の和と見なせるから．

- 従って，標本比率P＝X/nの分布も，
  正規分布 N(p, p(1−p)/n) で近似できる．
- さらにPの標準化変数：

$$Z=(P-p)/\sqrt{p(1-p)/n}$$

は近似的に標準正規分布に従う．

- 分布が決まれば，あとはこれまでと同じ考え方で進めればよいはず(？)

S. TOKUNAGA

［復習］　Ⅵ．母比率の区間推定

とりあえずやってみる．

（以下母比率をp，標本比率P＝X/n の実現値をP_0とする）

$$Z = (P-p)/\sqrt{p(1-p)/n}$$

が近似的に標準正規分布に従うので

$$P\left(-z(\alpha/2) \leqq (P_0-p)/\sqrt{p(1-p)/n} \leqq z(\alpha/2)\right) = 1-\alpha$$

左辺のカッコ内を同値変形すると

$$P_0 - z(\alpha/2)\sqrt{p(1-p)/n} \leqq p \leqq P_0 + z(\alpha/2)\sqrt{p(1-p)/n}$$

すなわち、区間：

$$\left(P_0 - z(\alpha/2)\sqrt{p(1-p)/n},\ P_0 + z(\alpha/2)\sqrt{p(1-p)/n}\right) \quad \cdots (*)$$

に母比率pが含まれる確率が$1-\alpha$．

ところが（＊）は未知数である p そのものを含んでいるので、これをそのまま信頼区間とすることはできない！

そこで・・・

S. TOKUNAGA

[復習]　VI. 母比率の区間推定

推定を行う際は，

$$\left(P_0 - z(\alpha/2)\sqrt{(p(1-p)/n)},\ P_0 + z(\alpha/2)\sqrt{(p(1-p)/n)}\right)$$

においてpを近似値（**推定値**）P_0で置き換える.

すなわち信頼度$\gamma=1-\alpha$の信頼区間は:

$$\left(P_0 - z(\alpha/2)\sqrt{(P_0(1-P_0)/n)},\ P_0 + z(\alpha/2)\sqrt{(P_0(1-P_0)/n)}\right)$$

★ただし，誤差の最大値を見積もりたいときは$p=0.5$ を採用.

- $p(1-p)$は$p=0.5$のとき最大値0.25を取ることに注意（2次関数のグラフを思い出せ！）.
- 「誤差の最大値を見積もりたいとき」の例:
  →誤差が一定値以下となるような標本サイズを決定する問題など.
  （標本サイズを決定する時点ではP_0の値は得られていない！）

★（14章でやる）「母比率の検定」との違いに注意！

S. TOKUNAGA

（誤差の評価に関する考察例）

From TV News

The Governor of Tokyo said…

"I don't believe the opinion poll, because they surveyed only 1000 people or so."

（世論調査の結果について記者から感想を尋ねられたのを受けて）

Is 1000 too small?

1000 is :

1000/127,500,000 = 1/127,000 = 0.0008% of the total population of Japan, and

1000/12,140,000 = 1/1214 = 0.08% of the total population of Tokyo.

（確かに母集団と比較すれば小さいが・・・）

But!

Calculation of SE

- n: sample size
- p: population rate
- SE: Standard Error

$SE = \sqrt{(p(1-p)/n)}$

$\leqq \sqrt{(0.5(1-0.5)/1000)} = 0.0158$

If p is around 0.1, then

$SE = \sqrt{(0.1(1-0.9)/1000)} = 0.00949 \fallingdotseq 1\%$

S. TOKUNAGA

Estimation of error（誤差の評価）

SE = $\sqrt{(p(1-p)/n)}$ depends only on p and n,

i.e., it does not depend on the size of population!

（母集団の大きさは誤差に影響しない！）

- In this case, the value of the error is around 2–3%.
  （計算してみましょう）
- If n=1000×4=4000, the error is reduced by half.
- In many case, the estimation by a sample with n=1000 is reliable.
  （ただし無作為抽出が厳密に行われているという前提で）
- On the other hand, we assume random sampling in the above estimation, which can be suspected.

S. TOKUNAGA

平成14年度試験問題より

「2002年10月1日付けの朝日新聞記事によれば、最近5年間の日本棋院のプロ公式戦15000局において、黒盤勝率は51.86%であった。」

（2）日本棋院は現行ルール（注：2002年当時）では先手が有利であるとしてルールの改正を決定した。この判断についてどう思うか。仮説検定の考えを用いて考察せよ。

【参考】朝日新聞の解説（ちなみに東京版夕刊の1面）：

「厳しい勝負の世界ではわずか2%の違いも無視できない」

↑「そりゃ違うだろ！」と突っ込むところ.

- 標本サイズが大きいから誤差は小さく、わずかな差も無視できない（14章で学ぶ仮説検定の用語を用いれば「有意差がある」）のであって、「勝負の厳しさ」とは無関係.

S. TOKUNAGA

推定から検定へ

- もう数学的に重要な部分の大半は出尽くした. 区間推定がわかっていれば検定も簡単！
  （のはず）
- 基本的なアイディアを正しく理解することが重要.
  - 計算だけなら中学生でもできるしパソコンがやってくれる
- 推定と検定を混同しないこと！
  - 単なる手法の違いというよりは，発想が根本的に異なる.

第14章 検定　の内容

Ⅰ．検定

Ⅱ．母平均の検定　　・・・今回このあたりまで

Ⅲ．母分散の検定　　・・・割愛します

Ⅳ．平均値の差の検定

Ⅴ．等分散の検定

Ⅵ．比率の検定

Ⅶ．適合度の検定

Ⅷ．独立性の検定

第14章　Ⅰ．検定

仮説検定とは

- （帰無）仮説：
  「事前の情報や経験から抱いている既存のイメージ」
- その（帰無）仮説を疑いたくなるような状況が生じたとする.
  - その「疑い」に基づく（帰無仮説を否定する）仮説を対立仮説という.
    （ただし単に「仮説」という場合は帰無仮説の方を指します）

- まず（帰無）仮説が正しいとして（本当は疑いつつ），推論を行う. 一種の背理法的思考.
  - 「矛盾を導く」代わりに「確率が非常に低い（0に近い）」ことを示すことによって帰無仮説を否定.
- 標本データから得た情報と（帰無）仮説に基づく推論の結果を照らし合わせ，仮説の真偽を判断する.

第14章　Ⅰ．検定

1-検定の原理

- p.113例１:「甲状腺疾患患者の10人の血清アルブミンを測定したら健常人の**60%**しかなかったが，この疾患では血清アルブミンが低値になると断定してよいだろうか」
  - 標本の実現値と理論値(期待値)は一致しないのが普通だが，その差異がばらつきとして許容できる範囲内なのか，意味のある差異なのか，が問題.
    - 仮に90%なら:おそらく健常人のばらつきの範囲
    - 10%なら:明らかに異常 ⇒ どこかに判定上の境界があるはず！
  - 「減ることはない」と仮説(帰無仮説)を立て，この仮説が否定できるかどうかを調べる.
  - 確率の理論から言って正常なバラツキの範囲内とは考えられない差異があると判断できるとき，仮説は否定(棄却)され，「(差が)有意である」　「有意差がある」という.

- p.113例2:「サイコロを60回投げたら1の目が25回も出た．理論的には(すなわち期待値としては)1の目は10回(程度)出るはずである．この差異は大きすぎないだろうか」

  →「サイコロは正常」という(帰無)仮説を立て，「25回」が正常なサイコロのばらつきの範囲内かどうかを調べる.

第14章　Ⅰ．検定

2-帰無仮説，対立仮説と2種類の過誤

- 最初に設定した仮説：帰無仮説．通常H_0で表す．
- 帰無仮説を否定したとき受け入れる仮説：
  対立仮説．通常H_1で表す．
- 帰無仮説H_0を否定することを，H_0を棄却するという．
- H_0が棄却されないとき，H_0を採択するという．
- さきほどの例１だと
  - H_0：「甲状腺疾患にかかっても血清アルブミンに変化はない」
  - H_1：「変化する」（もしくは「増える」,「減る」）
    - 医学的見地から増えることはあり得ないならば，H_1は「減る」としてもよい（→後述の「片側検定」の例）．

S. TOKUNAGA

第14章　Ⅰ．検定

2-帰無仮説，対立仮説と2種類の過誤（続き）

- 第1種の過誤：本当はH_0が正しいのにH_0を棄却してH_1を採択してしまう．
  - 第1種の過誤を犯す確率を危険率あるいは有意水準といい，通常αで表す．
    - 仮説検定では有意水準を事前に設定して推論を行う．
    - 習慣的に，$\alpha=0.05, 0.01$とすることが多い．
- 第2種の過誤：本当はH_0が間違っているのにH_0を採択してしまう．
  - 第2種の過誤を犯す確率を通常βで表し，$1-\beta$を検出力という．
    - 仮説検定では多くの場合，H_0を棄却することによって何かを主張するので，検出力は高い方が望ましい．

S. TOKUNAGA

第14章　Ⅰ．検定

注意と補足

- （あたりまえだが）仮説検定による判断は実際の真偽と一致するとは限らない．あくまで客観的・合理的な判断をするための1つの手法．
- 必然的に確率の評価を含んだ判断となる．
  - 判断の基準となる確率が有意水準
- 典型的な例・・・新薬や新しい治療法のテスト
  - まず「効果がない」という帰無仮説を立てて推論

→臨床試験のデータを分析した結果，帰無仮説を否定できれば，「効果がある」と判断できる．

S. TOKUNAGA

第14章　Ⅰ．検定

3-片側検定と両側検定

棄却域：検定に用いる統計量（検定統計量）において，棄却することが決定される範囲．棄却域の補集合が採択域．

母数θに対し，帰無仮説を$H_0 : \theta = \theta_0$とするとき，対立仮説H_1の立て方により以下のように分類：

- 両側検定：H_1はH_0の単純な否定，すなわち

$$H_1 : \theta \neq \theta_0$$

- 片側検定：H_1は大小関係を考慮したH_0の否定，すなわち

$$H_1 : \theta > \theta_0 \text{（右片側検定）　または}$$

$$H_1 : \theta < \theta_0 \text{（左片側検定）}$$

  - 異なっているとすれば確実に大きい，あるいは小さいことが予測される（逆の可能性を無視してよいと考えられる）ときにはこちら．

★教科書p.114図14で棄却域の違いを確認．

★基本は両側検定．片側検定では明確な根拠が示されるべき．

第14章　Ⅰ．検定

4−検定の手順

① 帰無仮説H_0，対立仮説H_1，有意水準αを定める．
② 標本から統計量（検定統計量）を求める．
③ 検定統計量の分布を調べ，その実現値が棄却域に入るかどうか調べる．
④ 棄却域に入ればH_0を棄却してH_1を採択，入らなければH_0を採択．

【かなり重要な注意】H_0が棄却できなかったとき，便宜上「H_0を採択」というが，「棄却できない」ことは「H_0の正しさ」を積極的に主張するものではない！

- 単に「否定はできなかった」ということ．仮にH_0が間違っていても，検定統計量が”たまたま”採択枠に入ることは十分あり得る．
- 「背理法で証明しようとしたら矛盾が導けなかった」ようなもの．ある意味検定の”失敗”．
- 【追記】棄却されないとき，「保留」という言葉も使われるようです．（「採択」よりは実際のニュアンス的に近い）

第14章 検定 の内容

Ⅰ．検定

Ⅱ．母平均の検定 ・・・今回このあたりまで（次回補足あり）

Ⅲ．母分散の検定 ・・・割愛します

Ⅳ．平均値の差の検定

Ⅴ．等分散の検定

Ⅵ．比率の検定

Ⅶ．適合度の検定

Ⅷ．独立性の検定

S. TOKUNAGA