

統計的仮説検定

ATR脳情報解析研究所 計算脳イメージング研究室 室長
理研革新知能統合研究センター チームリーダー
CINET 客員研究員
大阪大学院 生命機能研究科 客員準教授

山下 宙人

参考文献



統計学とは、

ばらつきを伴う情報を、客観的に分析・評価する学問



統計学の二つの機能

機能1. 少数の情報から、全体を推し量る・・・推論する

部分から全体を推し量る機能

検定: 標本を基準に母集団の特徴や状態について何らかの仮説を設け、その妥当性を確率論的に検証する方法

例) 先月の雨量は例年どおりとみなしてよいか

推定: 標本の特徴(特徴量)から、母集団の特徴(母数)を推し量る方法

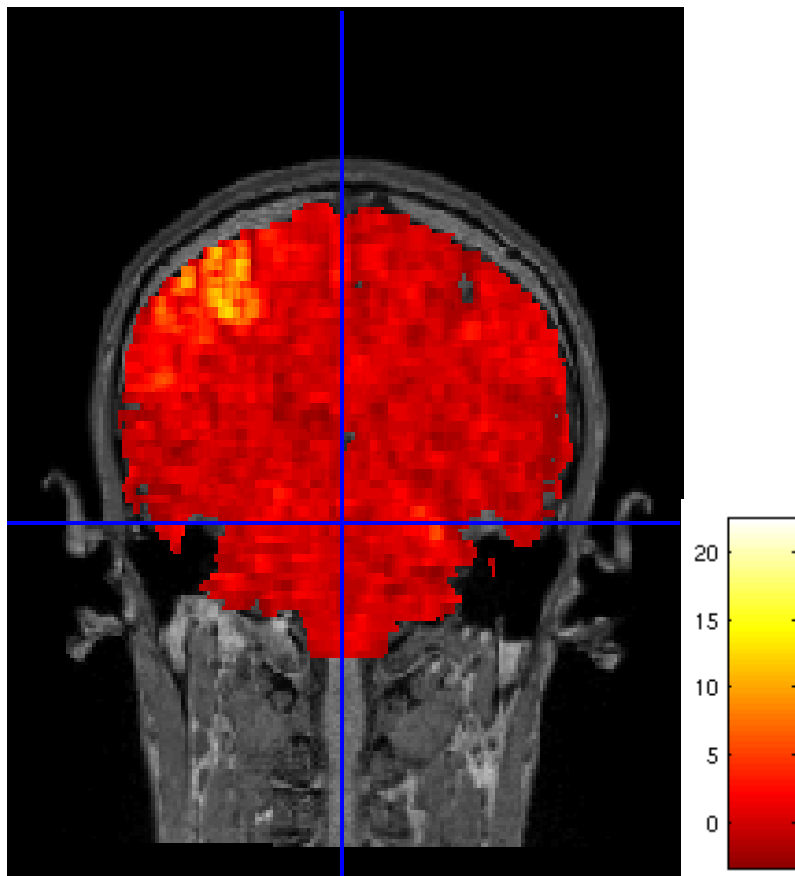
機能2. 情報の基本構造を明らかにする・・・解析する

標本から得られた情報を数量的に要約したり分類する機能

例) 50m走、1500m走、ボール投げ、走り幅跳びの結果から生徒の体力を評価したい。

ヒト脳機能イメージングによる仮説検定：ブレインマッピング

T-Map



統計検定
(閾値処理)



Activation map

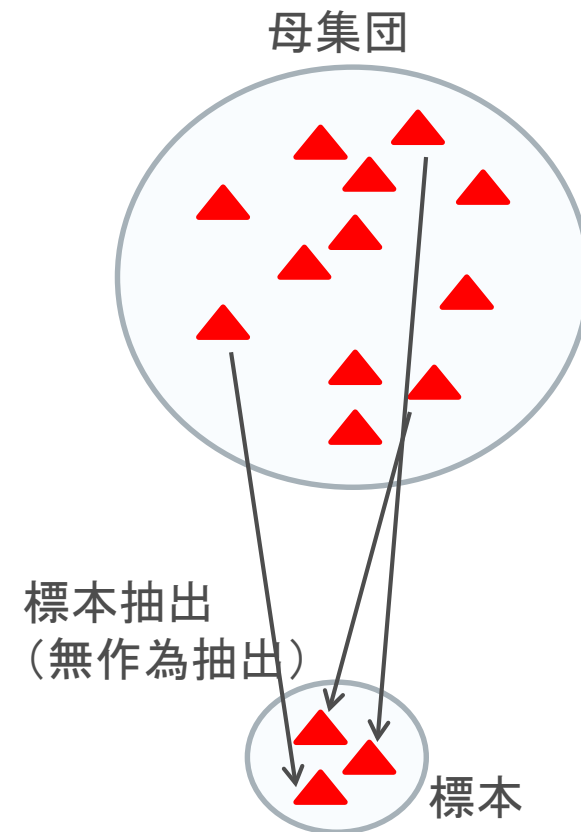


基本概念とキーワード

母集団：調べる対象となる有限または無限の個体の全集合

標本：母集団を調べるため、そこから取り出した個体の集合

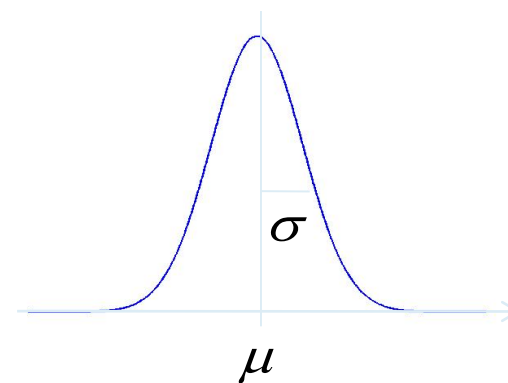
母数：母集団の特徴を要約した値。(平均や分散など)



平均 $\mu = E[X]$

分散 $\sigma^2 = E[(X - \mu)^2]$

標準偏差 σ



講義内容

1. 統計的仮説検定
2. 同時多重仮説検定
3. まとめ

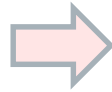
統計的仮説検定とは

ゆらぎのあるデータから、ある仮説が正しいとってよいかどうかを統計学的・確率論的に判断すること。

科学的発見において結果の信頼性を客観的に評価する方法(の1つ)

統計的仮説検定の基本は反証の論理

「差がある、 $A \neq B$ 」という
仮説の証明



「差がない、 $A = B$ 」という仮
説が確率論的に矛盾する
ことを証明

統計的仮説検定：方法

1. 反証すべき仮説(帰無仮説)と対立仮説を立てる。
2. 帰無仮説の元では、**今観測されるデータが起こる可能性が低いことを言う。**
3. 帰無仮説が低い確率で起こったとは考えずに、帰無仮説ではない仮説(対立仮説)からデータが生成された結論する (帰無仮説の棄却)。

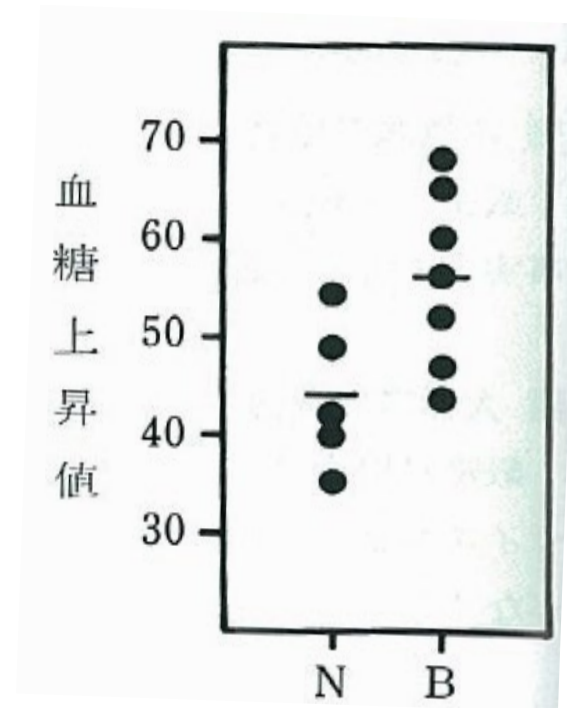
統計的仮説検定の例 1

2つの被験者群に対して、負荷後の血糖上昇値を求めた。
両群間に差があると考えてよいか。

N 群	B 群
x_1	x_2
54	68
49	65
42	60
40	56
35	52
	47
	44

データを要約すると

	N 群	B 群
データ数	5	7
平均値	44	56
標準偏差	7.5	9.0



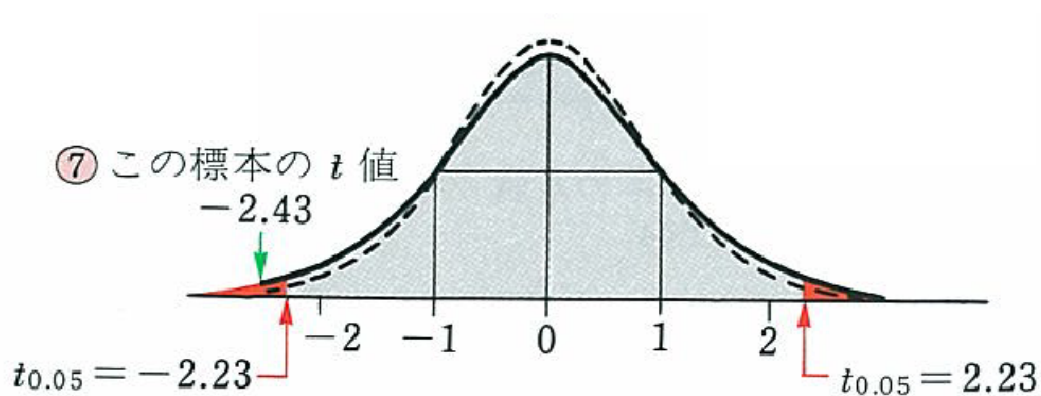
1. 仮説の設定: 帰無仮説 H_0 : $\mu_1 = \mu_2$ 対立仮説 H_1 : $\mu_1 \neq \mu_2$

2. 統計量を求める: $\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 44 - 56 = -12$ $s = \sqrt{\frac{7.5^2(5-1) + 9^2(7-1)}{5+7-2}} = 8.43$

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{s \sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = \frac{-12}{8.43 \sqrt{\frac{1}{5} + \frac{1}{7}}} = -2.43$$

3. めずらしいか判断する:

有意水準 0.05, 自由度の10の t 値は $t_{0.05} = \pm 2.23$



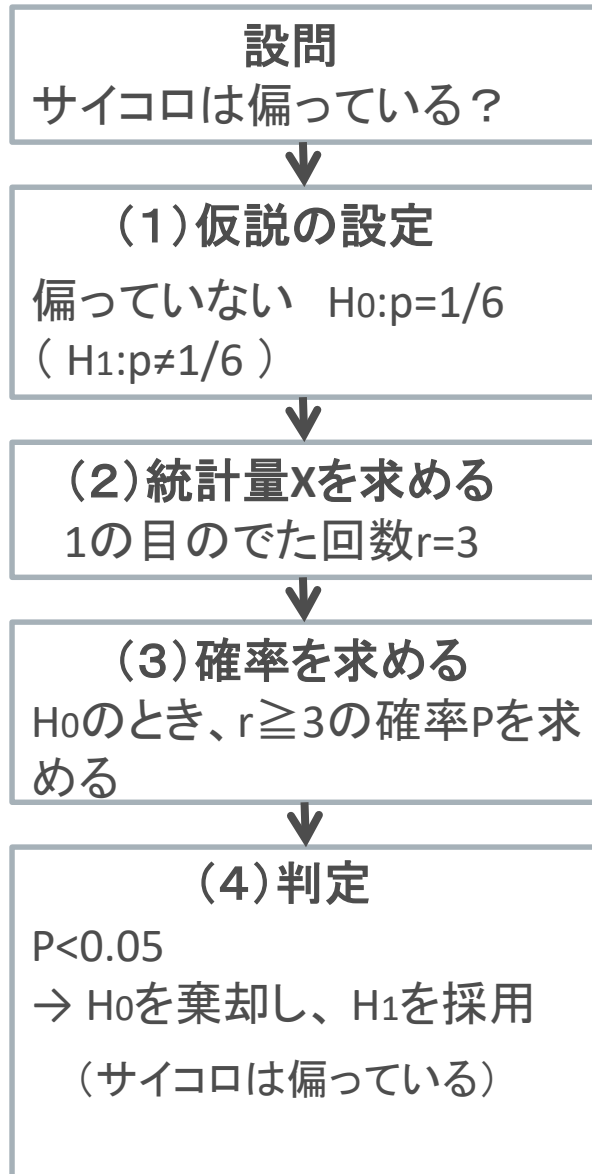
例2: 比率の検定(二項検定)

サイコロを5回投げたところ、1の目が3回でた。このサイコロは偏っていると考えてよいか。



例2: 比率の検定(二項検定)

サイコロを5回投げたところ、1の目が3回でた。このサイコロは偏っていると考えてよいか。

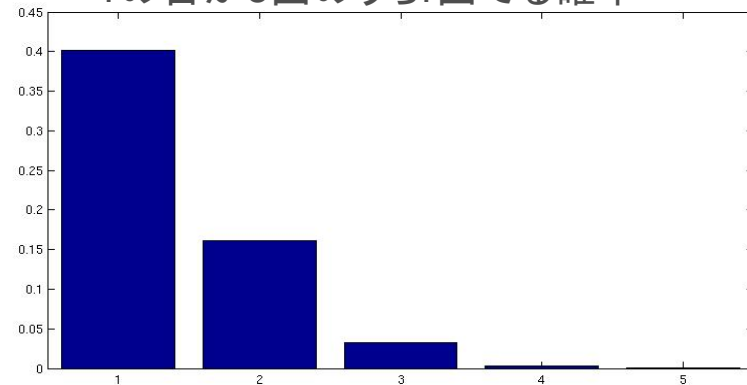


(3) 確率を求める

1の目がn回のうちr回でる確率

$$P_r = {}_n C_r \times \left(\frac{1}{6}\right)^r \times \left(\frac{5}{6}\right)^{n-r}$$

1の目が5回のうちr回でる確率



$$P = P_3 + P_4 + P_5 = 0.0351 < 0.05$$

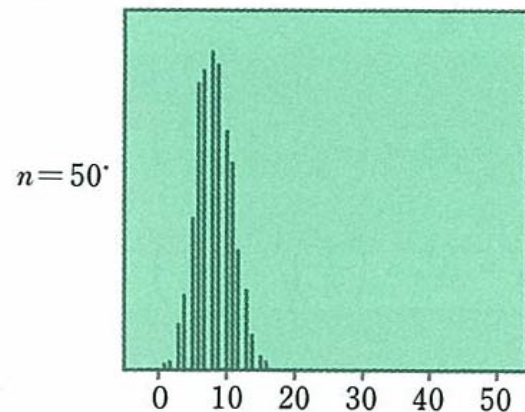
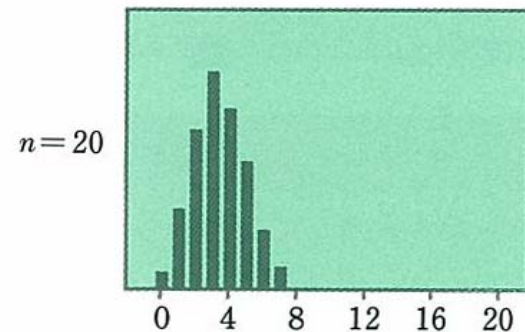
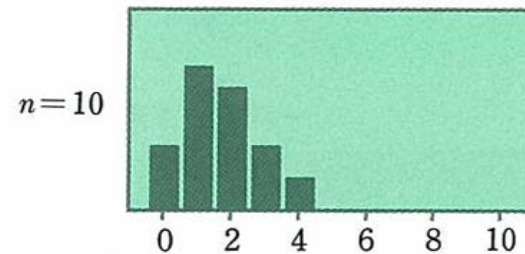
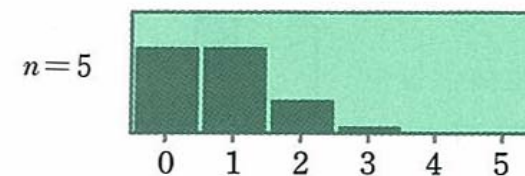
関連知識

ある事象の生じる比率が p のとき、 n 回試行して r 回その事象が生じる確率は、

$$P_r = {}_n C_r \times p^r \times (1-p)^{n-r}$$

で求め、これを二項確率と呼ぶ。

試行数 n を増やしていくと二項分布は次第に正規分布に近づく。



例3：平均値の検定

あるクラスの身長分布は、全国水準と違うか？

全国の10歳女子の身長の平均 $\mu = 140$ cm
標準偏差 $\sigma = 5$ cm

あるクラス25人の身長の平均 $\bar{x} = 137$

例3：平均値の検定

あるクラスの身長分布は、全国水準と違うか？

設問
全国水準と違う？

(1) 仮説の設定
全国平均と同じ $H_0: \mu=140$
($H_1: \mu \neq 140$)

(2) 統計量Xを求める
クラスの平均値 $\bar{x} = 137$

(3) 確率を求める
 H_0 のとき、 $\bar{x} = 137$ 以上極端になる確率P

(4) 判定
 $P < 0.05$
→ H_0 を棄却し、 H_1 を採用
全国水準と違う

全国の10歳女子の身長の平均 $\mu = 140$ cm
標準偏差 $\sigma = 5$ cm

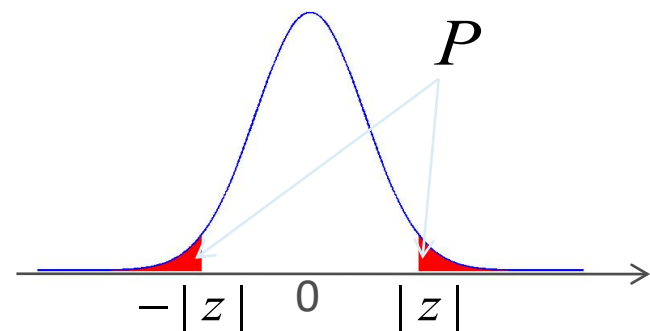
あるクラス25人の身長の平均 $\bar{x} = 137$

(3) 確率を求める

H_0 のとき、 \bar{x} は正規分布 $N(140, \frac{5^2}{25})$ に従うはず。

$z = \frac{\bar{x} - 140}{5 / \sqrt{25}}$ は正規分布 $N(0,1)$ に従うはず。

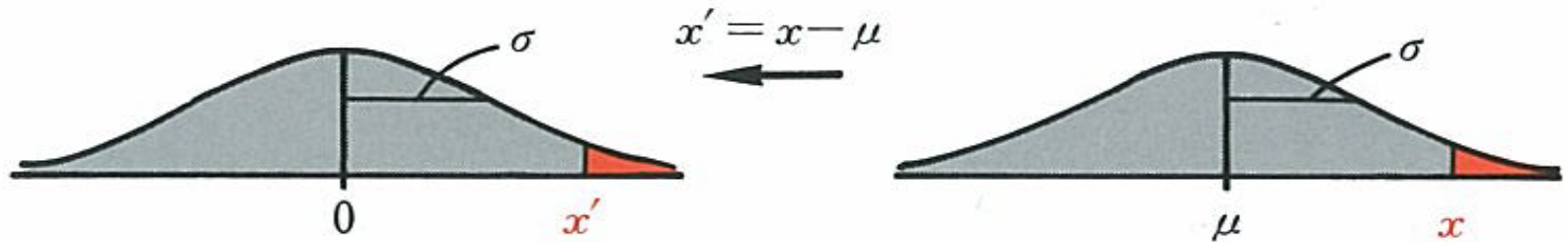
$$P = 2 \times \int_{|z|}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{x^2}{2}\right) dx$$
$$= 0.0027 < 0.05$$



関連知識 データの標準化

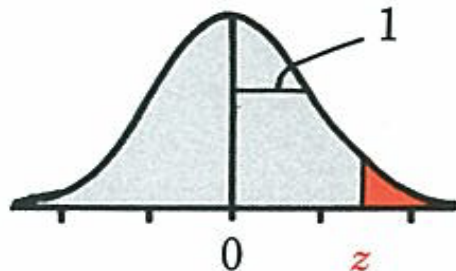
一般正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ の値 x を、標準正規分布 $N(0, 1^2)$ の値 z へ変換

① 中心を 0 に移動



② 広がりをも $\sigma=1$ となるよう調整

$$z = \frac{x'}{\sigma}$$



直接変換すると

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

仮説検定の作り方：統計量・統計量の分布・棄却域

- 統計量：データからそれらを要約する値への関数

$$\text{Ex. } T : (x_{11}, x_{12}, \dots, x_{15}, x_{21}, x_{22}, \dots, x_{27}) \rightarrow t$$

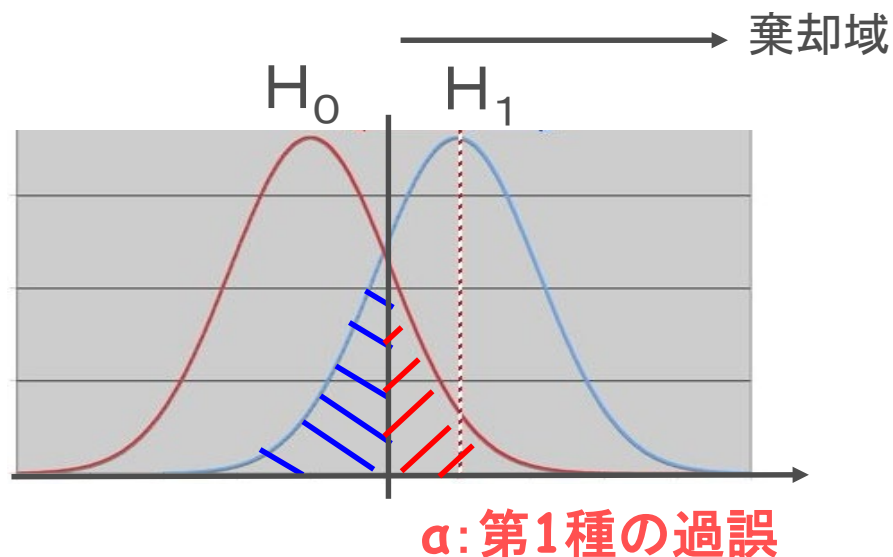
- 統計量の分布

Ex. t分布

- 棄却域：統計量の定義域上で、仮説が正しくないと判断する領域

$$\text{Ex. } \{t : t > 2.23 \text{ or } t < -2.23\}$$

Type I error (第1種の過誤) と Power (検出力)



β : 第2種の過誤

$$\text{Power(検出力)} = 1 - \beta$$

	H ₀ 採択	H ₀ 棄却
H ₀ 真	1- α	α 第1種の過誤
H ₁ 真	β 第2種の過誤	1- β 検出力

- 第1種の過誤と検出力はトレードオフの関係
- 良い検定とは α を一定に保ち、検出力が高い検定。

ベストな検定の作り方：Neymann-Pearsonの補題

$X_1 \cdots X_n$ を $f(x; \Theta)$ からのサンプルとする。

帰無仮説・対立仮説

$$H_0: \Theta = \Theta_0 \quad H_1: \Theta = \Theta_1$$

で与えられる検定を行いたい。

この時、尤度比

$$L(\Theta_1; x) / L(\Theta_0; x) \geq A(\alpha)$$

によって定まる検定が有意水準 α の検定で最強力な検定となる。

**単純帰無仮説・単純対立仮説の元では
尤度比検定が最強力検定となる。**

中間まとめ

- 仮説検定は反証の論理
- 仮説検定の手続き
- 第1種の過誤と第2種の過誤

Question :

なぜ科学の分野では、第1種の過誤 (擬陽性) のコントロールが重視されるのか？

講義内容

1. 統計的仮説検定
2. 同時多重仮説検定
3. まとめ

同時多重仮説検定とは

複数の検定を同時に扱う検定 (Multiple Simultaneous Hypothetical Testing)

- fMRIにおいて各ボクセルごとに活動があるかを検定
- Microarray データにおいて、遺伝子ごとに発現量を検定

個別の検定で見るとめずらしいイベントでも、“検定全体”で考えたらめずらしくない。
“検定全体”でめずらしさをコントロールするには？

例：同時多重仮説検定

10万円もらえる当たる確率が5%のくじがある。

Aさん、Bさん・・・、Tさんの20人がくじを引いた結果、Kさんが当たった。

「Kさんが1回だけくじを引いたら当たった」

と言うと、めずらしいこと(確率5%で起こったこと)に感じる。

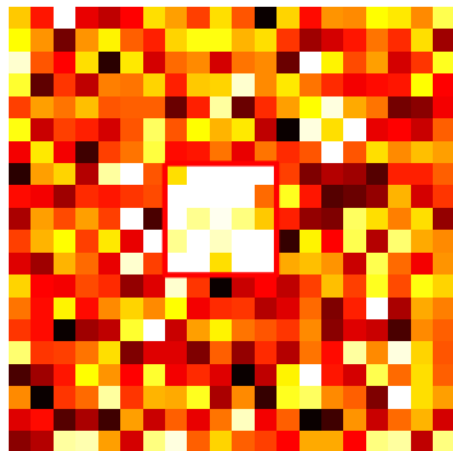
しかし、実際20人がくじを引いたことから考えれば、

「20人もくじを引けば誰かが当たる確率は0.6415であり、
誰か1人は当たりくじを引くだろう。そして、それがたまたまKさんだった。」

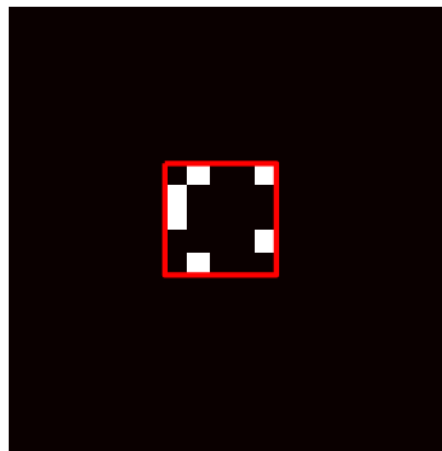
ということにすぎず、めずらしいことではない。

例 2 : 同時多重仮説検定 画像シミュレーション

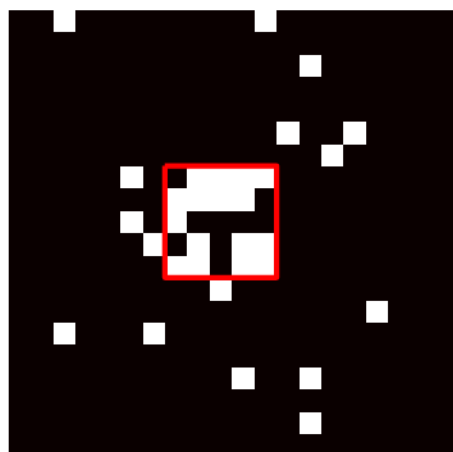
original image



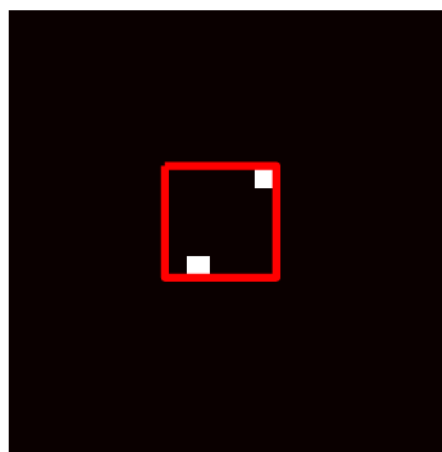
$q=0.05$, FDR



$p=0.05$ for each voxel



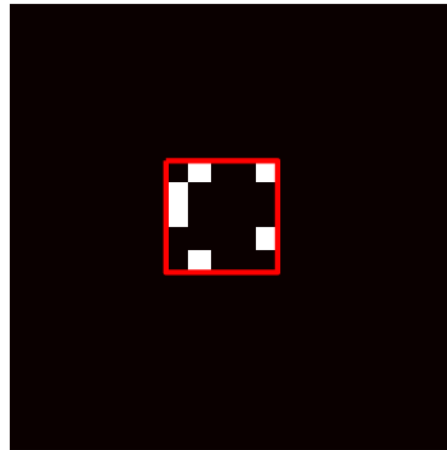
$p=0.05$, FWER



Family-wise error rate と False discovery rate

	H0 : Retained (not detected)	H0 : Rejected (detected)	
No activity	N0 0	N1 0	M0
Activity	N0 1	N1 1	M1
	D0	D1	

$q=0.05$, FDR



$N0|0=375$, $N1|0=0$
 $N0|1=18$, $N1|1=7$

Family-wise error rate と False discovery rate

	H0 : Retained (not detected)	H0 : Rejected (detected)	
No activity	N0 0	N1 0	M0
Activity	N0 1	N1 1	M1
	D0	D1	

Family-Wise Error Rate : $\text{FWER} = P(N_{1|0} \geq 1)$

“検定全体”で少なくとも1つは疑陽性が起こる確率

False Discovery Rate : $\text{FDR} = E(N_{1|0} / D1)$ (= 0 if $D1=0$)

棄却された仮説のうち、間違っ棄却された仮説の割合

FWERをコントロールする方法：Bonferroniの方法

FWERを抑えるもっとも基本的な方法

N個の同時多重検定を考える。

個々の検定エラー率を $v = \alpha/N$ と設定すれば、FWERは α 以下になる。

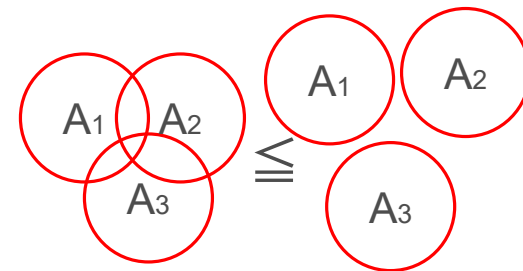
証明：Bonferroni不等式より

$$\text{FWER} = P\left\{\bigcup_i \{T_i \geq u_v\} \mid H_0\right\} \leq \sum_i P\{T_i \geq u_v \mid H_0\} = Nv$$

v ：個々の検定のエラー率

**Bonferroni
不等式**

$$P\left\{\bigcup_i A_i\right\} \leq \sum_i P\{A_i\}$$



検定統計量の最大値の分布を利用して閾値を決める.

- *Random field methods*
 - 最大値分布をトポロジカルに近似.
- *Permutation methods*
 - 最大値分布をリサンプリング(=順列並び替え)により近似.

Assumption	Methods
画像が滑らかでない	Bonferroni methods
画像が滑らか	Random Field Theory
No assumption & computational power	Permutation methods

検定結果が保守的過ぎる。
多重性が高くなると、新しい発見がほとんど検出されない

False discovery rate (FDR) : FWERに代わる新基準

J. R. Statist. Soc. B (1995)
57, No. 1, pp. 289–300

Controlling the False Discovery Rate: a Practical and Powerful Approach to Multiple Testing

By YOAV BENJAMINI† and YOSEF HOCHBERG

Tel Aviv University, Israel

FDR=ポジティブと検出された個々の検定のうち、擬陽性である検定の割合
FDRの期待値をコントロールする閾値を決める。

Example

100個の同時検定

FDR=0.1のもとで検出された
検定が10個あった

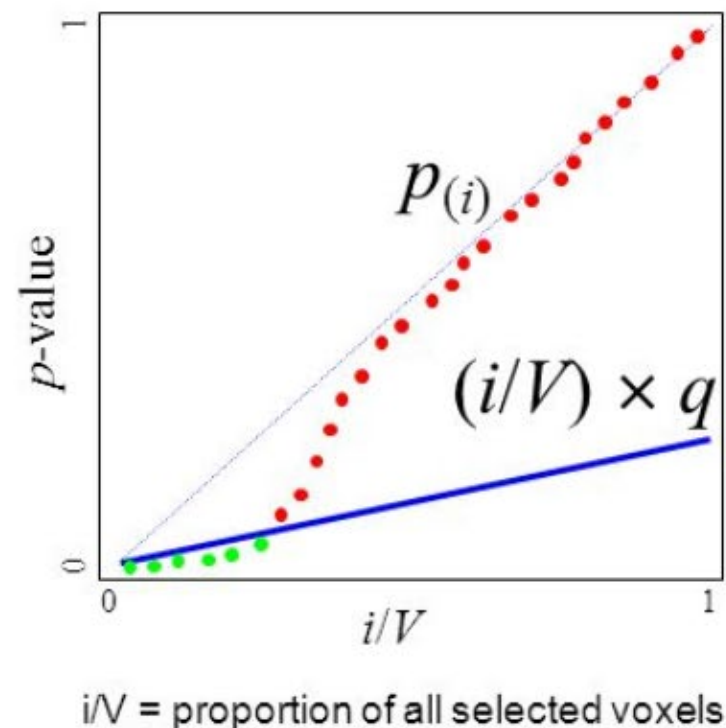
10個のうち平均して
1個の擬陽性が含まれる

FDRをコントロールする方法 : BH法

- Select desired limit q on FDR
- Order p-values, $p_{(1)} \leq p_{(2)} \leq \dots \leq p_{(V)}$
- Let r be largest i such that

$$p_{(i)} \leq (i/V) \times q$$

- Reject all null hypotheses corresponding to $p_{(1)}, \dots, p_{(r)}$.



FDRをコントロールする方法

- BH法 (Benjamini and Hochberg 1995)
Independent or Positive Regression Dependence on Subset
- BY法 (Benjamini and Yekutieli 2001)
Arbitrary Covariance Structure
- Positive FDR (Storey 2002)

講義内容

1. 統計的仮説検定
2. 同時多重仮説検定
3. まとめ

- 仮説検定は反証の論理
- 仮説検定の手続き
- 第1種の過誤と第2種の過誤
- 同時多重比較検定
- 同時多重比較検定の擬陽性をコントロールする方法
 - Family-wise error rate
 - False discovery rate