

## 第5章

### 問1

母集団平均値を  $\mu$  とし,  $H_0: \mu = 100$  vs.  $H_1: \mu \neq 100$  の両側  $t$  検定を行う。結果は下表のとおり。  
③では  $\mu \neq 100$  とはいえないが、それ以外では、 $\mu > 100$  と結論できる。標本数が増え、標本分散が小さくなるほど、P 値は小さくなり、 $(1-\alpha)100\%$  信頼区間幅は狭くなる。有意水準を上げると P 値は変わらないが、信頼区間は狭くなる。標本平均  $\bar{X}$  が増えると、P 値は小さくなるが、信頼区間幅は変わらず、 $\bar{X}$  が増えた分、横にシフトするのみ。R の実行結果は①の場合のみ示す。

	$n$	$\bar{X}$	$S^2$	$\alpha$	$T$	P	$(1-\alpha) 100\%$ 信頼区間
①	10	110	$10^2$	0.05	3.16	0.0115	102.8 117.2
②	10	110	$10^2$	0.10	3.16	0.0115	104.2 115.8
③	10	110	$15^2$	0.05	2.11	0.0643	99.3 120.7
④	10	115	$10^2$	0.05	4.74	0.0011	107.8 122.2
⑤	20	110	$10^2$	0.05	4.47	0.0003	105.3 114.7

```
> mu0 <- 100; n <- 10; xbar <- 110; s2 <- 10^2; alp <- 0.05      # ①
> ( t <- (xbar-mu0)/sqrt(s2/n) )
[1] 3.162278
> (p1 <- (1 - pt( t, df=n-1 ))*2)      # 両側 p- 値
[1] 0.01150799
> (cil <- xbar + c(-1,1)*qt(1-alp/2, df=n-1)*sqrt(s2/n))      # 信頼区間
[1] 102.8464 117.1536
```

### 問2

- ① 男性患者の標本サイズ、標本平均、標本分散をそれぞれ  $n_x = 14$ ,  $\bar{X} = 15.2$ ,  $S_x^2 = 2.6$  とする。男性の血清色素量の母平均を  $\mu_x$  として、 $H_0: \mu_x = 14$  vs.  $H_1: \mu_x > 14$  の上側  $t$  検定を行う。検定統計量  $T = (\bar{X} - 14)/\sqrt{S_x^2/n_x} = (15.2 - 14)/\sqrt{2.6/14} = 2.78$ , 上側 P 値 = 0.008 (下記 R コードを参照のこと)。P 値 < 0.05 より、5% 有意水準で  $H_0$  を棄却できる。すなわち、男性の血色素量の平均値は 14 g/dL よりも大きいといえる。
- ② 女性患者の標本サイズ、標本平均、標本分散はそれぞれ  $n_y = 12$ ,  $\bar{Y} = 13.4$ ,  $S_y^2 = 3.2$  となる。女性の血清色素量の母平均を  $\mu_y$  として、 $H_0: \mu_y = 12$  vs.  $H_1: \mu_y \neq 12$  の両側  $t$  検定を行う。検定統計量  $T = (\bar{Y} - 12)/\sqrt{S_y^2/n_y} = (13.4 - 12)/\sqrt{3.2/12} = 2.71$ , 両側 P 値 = 上側 P 値 × 2 = 0.02 (下記 R コードを参照のこと)。P 値 < 0.05 より、5% 有意水準で  $H_0$  を棄却できる。標本平均  $\bar{Y} = 13.4 > 12$  より、女性の血色素量の平均値は 12 g/dL よりも大きいといえる。
- ③ 男性血色素量平均値の 95% 信頼区間 =  $\bar{X} \mp t_{13}(0.975)\sqrt{S_x^2/n_x} = (14.3, 16.1)$   
女性血色素量平均値の 95% 信頼区間 =  $\bar{Y} \mp t_{11}(0.975)\sqrt{S_y^2/n_y} = (12.3, 14.5)$

```

> n <- c(14,12); xbar <- c(15.2, 13.4 ); s2 <- c( 2.6, 3.2 )
> mu0 <- c(14,12)
> #----- ①
> ( t <- (xbar[1]-mu0[1])/sqrt(s2[1]/n[1]) ) # t-検定統計量
[1] 2.784573
> (1-pt(t,df=n[1]-1)) # p-値
[1] 0.007740017
> #----- ②
> ( t <- (xbar[2]-mu0[2])/sqrt(s2[2]/n[2]) ) # t-検定統計量
[1] 2.711088
> (1-pt(t,df=n[2]-1))*2 # p-値
[1] 0.02025146
>
> alp <- 0.05 #----- ③
> xbar[1] + c(-1,1)*qt(1-alp/2,df=n[1]-1)*sqrt(s2[1]/n[1]) # 男性
[1] 14.269 16.131
> xbar[2] + c(-1,1)*qt(1-alp/2,df=n[2]-1)*sqrt(s2[2]/n[2]) # 女性
[1] 12.26342 14.53658

```

### 問3

- ① おおまかに平均を中心に左右対称にちらばっているため、正規性に従っているといえる。
- ② 標本サイズ、標本平均、標本分散はそれぞれ  $n = 15$ ,  $\bar{X} = 152.8$ ,  $S^2 = 505.8$  となる。母平均を  $\mu$  として、 $H_0: \mu = 165$  vs.  $H_1: \mu \neq 165$  の両側  $t$  検定を行う。検定統計量  $T = (\bar{X} - 165)/\sqrt{S^2/n} = (152.8 - 165)/\sqrt{505.8/15} = -2.10$ 、両側 P 値 = 下側 P 値  $\times 2 = 0.054$  (下記 R コードを参照のこと)。P 値  $> 0.05$  であるため、5%有意水準で  $H_0$  を棄却できない。つまり、このデータから、患者の収縮期血圧の平均値は 165 mmHg と異なるとは結論できない。(あるいは、P 値 = 0.054 はわずかに 0.05 を上回る程度であるため、境界的に有意性を示している、あるいは、165 mmHg よりも下がることを示唆しているともいえる)。
- ③ 95%信頼区間 :  $\bar{X} \pm t_{n-1}(0.975)\sqrt{S^2/n} = (140.3, 165.3)$

```

> x <- c( 182, 192, 162, 172, 156, 163, 144, 124, 178, 152,
       118, 138, 142, 148, 121)
> hist(x) # ヒストグラム
> (n <- length(x)) # 標本数
[1] 15
> (xbar <- mean(x)) # 標本平均
[1] 152.8

```

```

> (s2 <- var(x)) # 標本分散
[1] 505.7429
> mu0 <- 165
> ( t <- (xbar-mu0)/sqrt(s2/n) ) # t 検定統計量
[1] -2.10107
> pt( t, df=n-1 ) # 下側 P 値
[1] 0.02711283
> pt( t, df=n-1 )*2 # 兩側 P 値
[1] 0.05422566
> xbar + c(-1,1)*qt(.975,df=n-1)*sqrt(s2/n) # 95%信頼区間
[1] 140.3462 165.2538

```

#### 問 4

- ① 母集団の改善比率を  $\pi$  として,  $H_0 : \pi = 0.8$  vs.  $H_1 : \pi < 0.8$  の下側検定を行う. 患者数  $n = 20$ , 改善患者数  $x = 11$  より, 標本比率は  $\hat{\pi} = 11/20 = 0.55$  となる.  $H_0$  の下で, 改善患者数  $X$  の分布は, 二項分布  $B(n=20, \pi=0.8)$  に従う. 二項分布による P 値 =  $P(X \leq 11) = \sum_{i=0}^{11} \binom{20}{i} 0.8^i 0.2^{20-i}$  である. これを計算すると 0.027 となる (下記 R コード参照). 正規近似による方法では, 検定統計量  $Z = (\hat{\pi} - \pi_0) / \sqrt{\pi_0(1-\pi_0)/n} = -2.80$  となることから, 下側 P 値 =  $P(Z \leq -2.80) = 0.003$  となる. いずれの手法からも P 値 < 0.05 となり, 有意水準 5% で  $H_0$  を棄却できる. つまり, この地域の気管支喘息患者は, 副腎皮質機能が低下していると考えられる.
- ② 正規近似による 95% 信頼区間 :  $\hat{\pi} \pm 1.96\sqrt{\hat{\pi}(1-\hat{\pi})/n} = (0.33, 0.77)$  となる. この信頼区間は,  $\pi_0 = 0.8$  を含んでいないため, 兩側有意水準 5% で  $H_0$  を棄却できる. あるいは, 90% 信頼区間 = (0.37, 0.73) が 0.8 を含んでいないため, 5% 有意水準の片側検定で  $H_0$  を棄却できる.

```

> n <- 20; x <- 11; pi0 <- 0.8
> (pihat <- x/n)
[1] 0.55
> sum( dbinom( 0:x, prob=pi0, size=n ) ) # 二項分布に基づく P 値
[1] 0.009981786
> ( z <- (pihat-pi0)/sqrt(pi0*(1-pi0)/n) ) # 正規近似 z 検定統計量
[1] -2.795085
> pnorm(z) # 正規近似による P 値 (下側)
[1] 0.002594304
>
> pihat +c(-1,1)*1.96*sqrt( pihat*(1-pihat)/n ) # 95% 信頼区間
[1] 0.3319638 0.7680362
> pihat +c(-1,1)*1.645*sqrt( pihat*(1-pihat)/n ) # 90% 信頼区間

```

[1] 0.3670053 0.7329947



(Web Appendix)