

第5章

問1

母集団平均値を μ 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	α	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. 男性の血色素素量の母平均を μ_x とし, $H_0: \mu_x=14$ 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. 女性の血色素素量の母平均を μ_y とし, $H_0: \mu_y=12$ 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 $\times 2 = 0.02$ (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 男性血色素素量平均値の 95% 信頼区間 $= \bar{X} \pm t_{13}(0.975) \sqrt{S_x^2/n_x} = (14.3, 16.1)$
女性血色素素量平均値の 95% 信頼区間 $= \bar{Y} \pm t_{11}(0.975) \sqrt{S_y^2/n_y} = (12.3, 14.5)$

```

> 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 μ 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 # 両側 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 π 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 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, 両側有意水準 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)