10. 두 모집단의 비교

10.1

(1) 
$$\sqrt{\frac{8 \times 1.3^2 + 11 \times 1.5^2}{9 + 12 - 2}} = 1.419$$

- (2)  $\overline{x} \pm t_{0.025.8} s / \sqrt{m} = 5.8 \pm 2.306 \times 1.3 / \sqrt{9} =$ [4.801, 6.799]
- (3) 가설:  $H_0:\sigma_A^2 \geq \sigma_B^2$  vs  $H_1:\sigma_A^2 < \sigma_B^2$ 
  - 검정통계량:  $f=1.3^2/1.5^2=0.751>F_{0.95,8,11}=0.302$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각할 수 없음  $\Rightarrow$  A의 분산이 B의 분산보다 작다고 할 수 없음
- (4) μ: 평균진통효과시간
  - 가설:  $H_0: \mu_A \leq \mu_B$  vs  $H_1: \mu_A > \mu_B$
  - 검정통계량:  $t=\frac{5.8-5}{1.419\sqrt{1/9+1/12}}=1.2785 < t_{0.05,19}=1.729$  이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각할 수 없음  $\Rightarrow$  A의 진통효과가 B의 진통효과보다 있다고 할 수 없음

10.2:

(1) 새민련: 
$$\overline{x} = \frac{520.73}{9} = 57.859$$
,  $s_x^2 = \frac{1}{8}(30989 \cdot 169 - 9 \times 57.859^2) = 95.037$   $\Rightarrow \overline{x} \pm t_{0.025,8} \sqrt{s_x^2/m} = 57.859 \pm 2.306 \sqrt{95.037/9} = [50.365, 65.352]$  새누리:  $\overline{y} = \frac{468.95}{8} = 58.619$ ,  $s_y^2 = \frac{1}{7}(28115.465 - 8 \times 58.619^2) = 89.4575$   $\Rightarrow \overline{y} \pm t_{0.025,7} \sqrt{s_y^2/n} = 58.619 \pm 2.365 \sqrt{89.4575/8} = [50.712, 66.526]$ 

- (2) 가설:  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ 
  - $s_y^2/s_x^2 = 0.9413$ 으로 분산이 같다고 할 수 있으므로 합동분산추정치는  $s_p^2 = \frac{8 \times s_x^2 + 7 \times s_y^2}{9 + 8 2} = 92.433$
  - $-|t|=\left|rac{58.619-57.859}{\sqrt{92.433(1/9+1/8)}}
    ight|=0.163 < t_{0.025,15}=2.131$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각할 수 없음 ⇒ 두 당의 평균득표율에 차이가 있다고 보기 어려움

10.3:

(1) 가설 
$$H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$$
 vs  $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ 

- 
$$m = 18, n = 16, s_x^2 = 0.2392, s_y^2 = 0.1307$$

- $s_x^2/s_y^2 = 1.8312 < F_{0.025,17,15} = 2.813$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각할 수 없음  $\Rightarrow$  두 기간의 최저방어률 분산에 차이가 없음
- (2) 문제수정: 유의수준 ⇒ 신뢰구간

(1)의 결과 분산이 차이가 없는 것으로 나타났기 때문에  $\mu_x-\mu_y$ 에 대한 95% 신뢰구간은  $\overline{x}-\overline{y}\pm t_{0.025,m-n-2}s_p\sqrt{\frac{1}{m}+\frac{1}{n}}=1.6178-2.5138\pm2.037\times0.4892\sqrt{1/18+1/16}=$ [-1.1997,-0.5922]

(3) 등분산성 검정 결과:  $s_x^2/s_y^2 = 2.8338 > F_{0.025,17,15} = 2.8128$   $\Rightarrow$  분산이 같다고 할 수 없음

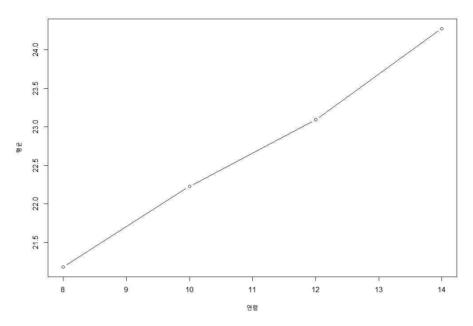
- 가설:  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$
- $\bar{x} = 0.3561$ ,  $s_x^2 = 0.0006$ , 이후:  $\bar{y} = 0.3529$ ,  $s_y^2 = 0.0002$
- 분산이 다름  $\Rightarrow$  자유도  $\min(m-1,n-1)$  사용
- 검정통계량:  $|t| = \left| \frac{0.3561 0.3529}{\sqrt{0.0006/18 + 0.0002/16}} \right| = 0.4815 < t_{0.025,15} = 2.131$ 이므로 5% 유의수준에서

 $H_0$  기각할 수 없음  $\Rightarrow$  두 기간에 따라 최고타율의 평균에 차이가 있다고 할 수 없음

(4) 프로그램 "Exercise 10.R" 참조

## 10.4 늘어난 수면 시간 및 图-A의 분포는 정규분포를 따른다고 가정함

- (1) m = 10,  $\bar{x} = 0.66$ ,  $s_x^2 = 3.4516$ ,  $s_x = 1.8578$ ,  $t_{0.025,9} = 2.262$ 
  - $-\overline{x} \pm t_{\alpha/2,m-1} s_x / \sqrt{n} = 0.66 \pm 2.262 \times 1.8578 / \sqrt{10} = [-0.669, 1.989]$
- (2) 가설:  $H_0: \mu_B \leq 0$  vs  $H_1: \mu_B > 0$ 
  - n = 10,  $\bar{y} = 2.33$ ,  $s_y^2 = 4.009$ ,  $s_y = 2.0022$
  - 검정통계량:  $t=\frac{2.33}{2.0022/\sqrt{10}}=3.6799>t_{0.05,9}=1.833$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각할 수 있음  $\Rightarrow$  처치  $\oplus$ 를 했을 때 수면시간이 늘었다고 할 수 있음
- (3)  $\delta = \mu_y \mu_x$  라고 하면  $H_0: \delta \leq 0$  vs  $H_1: \delta > 0$ 
  - $\bar{d} = 1.67$ ,  $s_d = 1.1304$
  - 검정통계량:  $t = \frac{1.67}{1.1304/\sqrt{10}} = 4.672 > t_{0.05,9} = 1.833$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$ 기각
    - ⇒ 처치 ®가 유의하게 처치 @보다 수면시간을 늘려주는 효과가 있다고 할 수 있음
- (4) 16.6을 17.6으로 수정
- ①  $\delta = \mu_y \mu_x$  라고 하면  $H_0: \delta \leq 0$  vs  $H_1: \delta > 0$ 
  - $-\overline{d} = 2.97$ ,  $s_d = 5.1616$
  - 검정통계량:  $t = \frac{2.97}{5.1616/\sqrt{10}} = 1.8196 < t_{0.05,9} = 1.833$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$ 기각 못함
    - ⇒ 처치 ®가 유의하게 처치 @보다 수면시간을 늘려주는 효과가 있다고 할 수 없음
- ② 차가 모두 양수임에도 불구하고 유의하지 않은 것은 17.6이라는 극단적인 이상치가 자료에 포함되었기 때문. 이 이상치는 검정통계량의 분자인 평균보다 분모에 있는 표준편차의 값이 상태적으로 커져 유의하지 않게 만듬
- (5) 상자그림 결과 9번째 자료가 4.6일 때도 이상치로 판정되었고 자료의 크기도 크지 않아 비모수적인 방법을 적용하는 것이 적절함
- 10.5: 가정추가: 거리는 정규분포를 따름
- (1) ①



- ②  $d_i = x_{10,i} x_{8,i}$ 라고 하면
  - n = 11,  $\bar{d} = 1.04545$ ,  $s_d = 1.1928$ ,  $t_{0.025,10} = 2.228$
  - $-\overline{d} \pm t_{0.025,n-1} s_d / \sqrt{n} = [0.2441, 1.8468]$
- ③  $\delta=\mu_{14}-\mu_{8}$ 라고 하면 가설:  $H_{0}:\delta\leq0$  vs  $H_{1}:\delta>0$ 
  - $-\overline{d} = 3.0909, s_d = 1.3194$
  - 검정통계량:  $t=\frac{3.0909}{1.3194/\sqrt{11}}=7.77>t_{0.05,9}=1.812$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$ 기각
    - ⇒ 14세 때 거리가 8세 때보다 늘었다고 할 수 있음
- (2)  $\delta=\mu_{14}-\mu_{8}$  라고 하면  $H_0:\delta\leq 0$  vs  $H_1:\delta>0$ 
  - $-\overline{d} = 4.5938$ ,  $s_d = 2.6722$
  - 검정통계량:  $t=\frac{4.4938}{2.6722/\sqrt{16}}=6.876>t_{0.05,15}=1.753$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$ 기각
    - ⇒ 14세 때 거리가 8세 때보다 늘었다고 할 수 있음
- (3)  $\sigma_x^2$ : 8세와 14세 때의 여자 길이차이 분산,  $\sigma_y^2$ : 8세와 14세 때의 남자 길이차이 분산
- ①  $x_i = x_{i,14} x_{i,8}$ ,  $y_i = y_{i,14} y_{i,8}$  라고 하면  $s_x^2 = 1.7409$ ,  $s_y^2 = 7.1406$   $\Leftrightarrow$   $f = s_x^2/s_y^2 = 0.2438$ 
  - $\sigma_x^2/\sigma_y^2$ 의 95% 신뢰구간:  $\left[\frac{f}{F_{0.025,10,15}},\,\frac{f}{F_{0.975,10,15}}\right]$ =[0.0797, 0.8586]
- ②  $\mu_x$ : 8세와 14세 때의 여자 길이차이 평균,  $\mu_y$ : 8세와 14세 때의 남자 길이차이 평균
  - 가설:  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$
  - 두 분산이 다르기 때문에 검정통계량: 자유도  $\min(m-1,n-1)$  사용

$$|t| = \left| \frac{3.0909 - 4.5936}{\sqrt{\frac{1.7409}{11} + \frac{7.1407}{16}}} \right| = 1.9328 < 2.228 = t_{0.025,10}$$
 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각 못함

⇒ 14세와 8세 때의 거리차이 평균은 남녀간에 다르다고 할 수 없음

- (4)  $\mu_x$ : 14세 때의 여자 평균거리,  $\mu_y$ : 14세 때의 남자 평균거리
  - 가설:  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$
  - 분산비의 95% 신뢰구간이 [0.4560, 4.9139]로 차이가 없다고 할 수 있음
  - 검정통계량:  $|t|=3.6359>t_{0.025,25}=2.060$  이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각
    - ⇒ 14세 때의 남녀 간 거리평균에 차이가 있다고 할 수 있음

## 10.6 추가가정: 시험점수는 정규분포를 따름

번호	1	2	3	4	5	6
중간점수(x)	65	72	93	87	77	55
기말점수(y)	69	70	99	91	88	62
x-y	-4	2	-6	-4	-11	-7

- 가설:  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x < \mu_y$
- $\overline{d}$ =-5,  $s_d^2 = (242 6 \times (-5)^2)/5 = 18.4$
- 검정통계량:  $t=\frac{-5}{\sqrt{18.5/6}}=-2.855<-2.015=-t_{0.05,5}$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$ 기각
- ⇒ 기말시험 점수가 중간시험 점수보다 높다고 할 수 있음

## 10.7 표본크기가 50, 100으로 중심극한정리를 사용할 수 있음

(1) 
$$\mu_A - \mu_B$$
에 대한 95% 신뢰구간:  $155 - 151 \pm 1.96 \sqrt{\frac{49}{50} + \frac{36}{100}} = [1.731, 6.269]$ 

- (2)  $H_0:\mu_A=\mu_B$  VS  $H_1:\mu_A>\mu_B$ 
  - 검정통계량:  $\frac{155-151}{\sqrt{\frac{49}{50}+\frac{36}{100}}}$  =  $3.455>1.645=z_{0.05}$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$ 기각
    - ⇒ A회사의 초코파이 평균열량이 B회사의 것보다 높다고 할 수 있음

10.8

- (1) 봄·겨울: 962명, 여름·가을: 900
  - ①  $\theta$ : 봄·겨울 출생비율
  - 가설:  $H_0: \theta \le 0.5$  vs  $H_1: \theta > 0.5$

- 
$$n=1862$$
,  $p=0.5166$   $\Rightarrow$  검정통계량:  $z=\frac{0.5166-0.5}{\sqrt{\frac{0.5\times0.5}{1862}}}=1.437<1.645=z_{0.05}$ 이므로 5%

유의수준에서  $H_0$  기각못함  $\Rightarrow$  봄과 겨울의 출생비율이 여름과 가을의 출생비율보다 높다고 할 수 없음

② 봄:  $480 \Rightarrow p = 480/1862 = 0.2578$ 

$$-p \pm z_{0.025} \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} = 0.2578 \pm 1.96 \sqrt{\frac{0.2578(1-0.2578)}{1862}} = [0.2379, 0.2777]$$

- (2)  $\theta_1$ : A 지역 여름출생비율,  $\theta_2$ : B지역 여름출생비율
  - $p_1 = 454/1862 = 0.2458$ ,  $p_2 = 53/188 = 0.2819$

$$- p_1 - p_2 \pm z_{0.025} \sqrt{\frac{p_1(1-p_2)}{n_1} + \frac{p_2(1-p_2)}{n_2}} = \text{[-0.1053, 0.0291]}$$

(3)  $\theta_1$ : A 지역 겨울출생비율,  $\theta_2$ : B지역 겨울출생비율

- 가설: 
$$H_0: \theta_1 = \theta_2$$
 vs  $H_1: \theta_1 \neq \theta_2$ 

$$-\ n_1=1862,\ p_1=482/1862=0.2589,\ n_2=188,\ p_2=40/188=0.2128,\ p=522/2050=0.2546$$

- 검정통계량: 
$$z = \frac{0.2589 - 0.2128}{\sqrt{0.2546 \left(1 - 0.2546\right) \left(\frac{1}{1862} + \frac{1}{88}\right)}} = 1.3828 \implies |z| < 1.96 = z_{0.025}$$
이므로 5%

유의수준에서  $H_0$  기각못함  $\Rightarrow$  A 지역 겨울출생비율과 B지역 겨울 출생비율에 유의한 차이가 없음

10.9

$$\text{(1)} \ \ \sqrt{\frac{\theta_1(1-\theta_1)}{n_1}} \ \, , \quad \, \sqrt{\frac{\theta_2(1-\theta_2)}{n_2}}$$

(2) 
$$E(P_1 - P_2) = E(P_1) - E(P_2) = \theta_1 - \theta_2$$

$$Var(P_1 - P_2) = Var(P_1) + Var(P_2) = \frac{\theta_1(1-\theta)}{n_1} + \frac{\theta_2(1-\theta_2)}{n_2}$$

$$\Rightarrow SE(P_1 - P_2) = \sqrt{\frac{\theta_1(1 - \theta)}{n_1} + \frac{\theta_2(1 - \theta_2)}{n_2}}$$

$$(3) \quad Var(P) = \frac{1}{(n_1 + n_2)^2} \left\{ Var(X) + Var(Y) \right\} = \frac{1}{(n_1 + n_2)^2} \left\{ n_1 \theta (1 - \theta) + n_2 \theta (1 - \theta) \right\} = \frac{\theta (1 - \theta)}{n_1 + n_2}$$
 
$$\Rightarrow SE(P) = \sqrt{\frac{\theta (1 - \theta)}{n_1 + n_2}}$$

10.10

(1) 
$$p_1 = \frac{119}{11037} = 0.0108, \ p_2 = \frac{98}{11034} = 0.0089$$

- 
$$\theta_1$$
:  $p_1 \pm 1.96 \sqrt{\frac{p_1(1-p_1)}{11037}} = [0.0089, 0.0127]$ 

- 
$$\theta_2$$
:  $p_2 \pm 1.96 \sqrt{\frac{p_2(1-p_2)}{11034}} = [0.0071, 0.0107]$ 

(2) 
$$0.0108 - 0.0089 \pm 1.96 \sqrt{\frac{0.0108(1 - 0.0108)}{11037} + \frac{0.0089(1 - 0.0089)}{11034}} = [-0.0007, 0.0045]$$

(3) 가설: 
$$H_0: \theta_1 = \theta_2 \text{ vs } H_1: \theta_1 > \theta_2$$

- 귀무가설 하에서의 
$$\theta_1=\theta_2=\theta$$
 추정 :  $p=(119+98)/(11037+11034)=0.0098$ 

- 검정통계량: 
$$\frac{0.0108 - 0.0089}{\sqrt{0.0098(1 - 0.0098)}\sqrt{\frac{1}{11037} + \frac{1}{11034}}} = 1.433 < 1.645 = z_{0.05}$$
이므로 5%

유의수준에서  $H_0$  기각못함  $\Rightarrow$  아스피린을 복용한 사람들이 위약을 복용한 사람들보다 뇌졸중에 걸릴 확률이 높다고 할 수 없음

- (1)  $\mu_x$ : 민간부분 대졸 남성정규직 평균,  $\mu_y$ : 공공부분 대졸 남성정규직 평균
  - 가설:  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x \neq \mu_y$
  - m = 1081,  $\overline{x} = 2266$ ,  $s_x^2 = 562^2$ , n = 235,  $\overline{y} = 2610$ ,  $s_y^2 = 529^2$
  - 검정통계량:  $z=\frac{2266-2610}{\sqrt{\frac{562^2}{1081}+\frac{529^2}{235}}}=-$  8.933  $\Rightarrow$   $|z|>z_{0.025}=1.96$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각
    - ⇒ 민간부분과 공공부분의 대졸 남성정규직 평균연봉 간에 유의한 차이가 있음
- (2)  $\mu_x$ : 노조사업장 대졸 남성정규직 평균,  $\mu_y$ : 비노조사업장 대졸 남성정규직 평균
  - 가설:  $H_0: \mu_x = \mu_y$  vs  $H_1: \mu_x 
    eq \mu_y$
  - m = 829,  $\bar{x} = 2693$ ,  $s_x^2 = 531^2$ , n = 576,  $\bar{y} = 2449$ ,  $s_y^2 = 488^2$
  - 검정통계량:  $z=\frac{2693-2449}{\sqrt{\frac{531^2}{829}+\frac{488^2}{576}}}=8.897$   $\Rightarrow$   $|z|>z_{0.025}=1.96$ 이므로 5% 유의수준에서  $H_0$  기각
    - ⇒ 노조사업장과 비노조사업장의 대졸 남성정규직 평균연봉 간에 유의한 차이가 있음