# multivariate\_hw7

### Na SeungChan

2024-12-10

## Q 6.1

```
x1_c <- c(6, 6, 18, 8, 11, 34, 28, 71, 43, 33, 20)
x1_s <- c(25, 28, 36, 35, 15, 44, 42, 54, 34, 29, 39)
x2_c <- c(27, 23, 64, 44, 30, 75, 26, 124, 54, 30, 14)
x2_s <- c(15, 13, 22, 29, 31, 64, 30, 64, 56, 20, 21)
df <- tibble(x1_c, x1_s, x2_c, x2_s)
diff df \leftarrow df \% > \%
 transmute(diff_x1 = x1_c - x1_s, diff_x2 = x2_c - x2_s)
mean_df <- colMeans(diff_df)</pre>
mean_df
## diff_x1 diff_x2
## -9.363636 13.272727
var_df <- cov(diff_df)</pre>
var_df
##
        diff_x1 diff_x2
## diff_x1 199.25455 88.30909
## diff_x2 88.30909 418.61818
```

## [1] 21.20732 12.96620

sqrt(eigen(var\_df)\$values)

직접 입력해 계산한 값을 활용해 계산한다.

교재의  $S_d$ 와 데이터 매트릭스를 직접 입력해 계산한  $S_d$ 의 값이 약간 다르다. 문제풀이에서는 데이터 매트릭스를

#### eigen(var\_df)\$vectors

```
## [,1] [,2]
## [1,] 0.3324812 -0.9431099
## [2,] 0.9431099 0.3324812
```

### Q 6.2

```
crit_v1 <- sqrt(var_df[1]/11)*qt(1/80, df = 10, lower.tail = FALSE)
BCI_V1 <- c(mean_df[1] - crit_v1, mean_df[1] + crit_v1)
crit_v2 <- sqrt(var_df[4]/11)*qt(1/80, df = 10, lower.tail = FALSE)
BCI_V2 <- c(mean_df[2] - crit_v2, mean_df[2] + crit_v2)</pre>
```

#### BCI\_V1

```
## diff_x1 diff_x1
## -20.573107 1.845835
```

#### BCI\_V2

```
## diff_x2 diff_x2
## -2.974903 29.520358
```

example 6.1의 동시 신뢰구간은  $diff_x$ 1의 경우 (-22.46, 3.74),  $diff_x$ 2의 경우 (-5.71, 32.25)이다. 여기서 구한 본페르니 신뢰구간이 동시 신뢰구간에 비해 V1과 V2 모두 upper bound가 작고 lower bound가 커서 신뢰구간이 더 좁은 것을 볼 수 있다.

## Q 6.3

```
diff_q3 <- diff_df %>% slice(-8)
xbar <- colMeans(diff_q3)
Smtx <- cov(diff_q3)
```

위와 같이 이상치를 제거한 데이터프레임을 구하였고, 평균벡터와 분산행렬을 구하였다. 동시 신뢰구간

```
crit <- sqrt(qf(0.05, 2, 8, lower.tail = FALSE) * (2*9/8))

SCI_V1 <- c(xbar[1] - crit*sqrt(Smtx[1]/10), xbar[1] + crit*sqrt(Smtx[1]/10))

SCI_V2 <- c(xbar[2] - crit*sqrt(Smtx[4]/10), xbar[2] + crit*sqrt(Smtx[4]/10))
```

```
eigen(Smtx)
## eigen() decomposition
## $values
## [1] 228.2318 106.4793
##
## $vectors
##
        [,1]
               [,2]
## [1,] -0.4960999 -0.8682654
## [2,] 0.8682654 -0.4960999
본페르니 신뢰구간
crit v1 <- sqrt(Smtx[1]/10)*qt(1/80, df = 9, lower.tail = FALSE)
BCI_V1 \leftarrow c(xbar[1] - crit_v1, xbar[1] + crit_v1)
crit_v2 \leftarrow sqrt(Smtx[4]/10)*qt(1/80, df = 9, lower.tail = FALSE)
BCI_V2 <- c(xbar[2] - crit_v2, xbar[2] + crit_v2)
SCI_V1
## diff_x1 diff_x1
## -23.7000163 -0.2999837
BCI_V1
## diff_x1 diff_x1
## -21.917997 -2.082003
SCI_V2
## diff_x2 diff_x2
## -5.503711 22.703711
```

#### BCI\_V2

## diff\_x2 diff\_x2 ## -3.355587 20.555587

동시 신뢰구간 SCI\_V1, SCI\_V2가 (0,0) point를 포함하지 않으므로 이상치를 기각한 경우에도 example 6.1과 같이 귀무가설을 기각하게 된다. 이상치 유무와 관계없이 귀무가설을 기각하지만, 이 경우에는 동시 신뢰구간이 0을 포함하는 상황 자체가 존재하지 않아 example 6.1에 비해 유의수준이 높을 것이다.

## Q 6.4

```
tdf \leftarrow log(df) \% > \% transmute(dx1 = x1_c - x1_s, dx2 = x2_c - x2_s)
tdf
## # A tibble: 11 x 2
     dx1 dx2
## <dbl> <dbl>
## 1 -1.43 0.588
## 2 -1.54 0.571
## 3 -0.693 1.07
## 4 -1.48 0.417
## 5 -0.310 -0.0328
## 6 -0.258 0.159
## 7 -0.405 -0.143
## 8 0.274 0.661
## 9 0.235 -0.0364
## 10 0.129 0.405
## 11 -0.668 -0.405
로그 변환된 데이터프레임을 계산하였다.
(a)
xbar <- colMeans(tdf)
Smtx <- cov(tdf)
Hotelling's T^2 test
test statistics <- 11 * t(xbar) %*% solve(Smtx) %*% (xbar)
critical_value <- qf(0.05, 2, 9, lower.tail = FALSE) * (2*10/9)
test_statistics
##
      [,1]
## [1,] 10.21541
critical_value
## [1] 9.458877
test_statistics > critical_value
## [,1]
## [1,] TRUE
검정 결과 차이가 있다는 귀무가설을 기각하게 된다.
```

(b)

```
crit_v1 <- sqrt(Smtx[1]/11)*qt(1/80, df = 10, lower.tail = FALSE)
BCI_V1 <- c(xbar[1] - crit_v1, xbar[1] + crit_v1)
crit_v2 <- sqrt(Smtx[4]/11)*qt(1/80, df = 10, lower.tail = FALSE)
BCI_V2 <- c(xbar[2] - crit_v2, xbar[2] + crit_v2)</pre>
```

BCI\_V1

## dx1 dx1 ## -1.09448795 -0.02190232

BCI\_V2

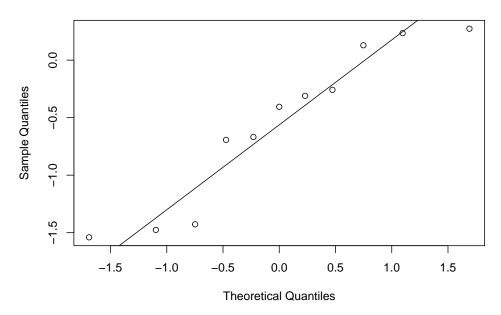
## dx2 dx2 ## -0.04498455 0.63604112

본페르니 신뢰구간은 위와 같다.

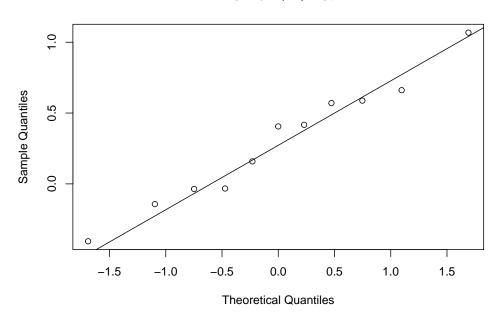
(c)

qqnorm(tdf\$dx1); qqline(tdf\$dx1)

#### Normal Q-Q Plot

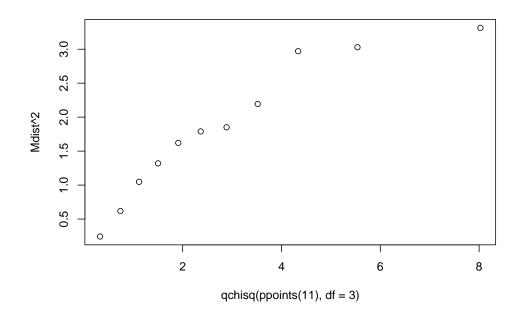


#### Normal Q-Q Plot



marginally normal이라고 볼 수도 있을 것 같다.

```
Xc <- t(t(tdf) - xbar)
Mdist <- sqrt( diag( Xc %*% solve(Smtx) %*% t(Xc) ) )
qqplot( qchisq(ppoints(11), df = 3), Mdist^2)
```



 $n=11e\cdots$  정규성 여부를 판단하기 어렵지만, 직선을 따른다고 말하기 어려워 보인다. 즉 joint normal이라고 말하기 어렵다.

## Q 6.5

```
xbar <- c(46.1, 57.3, 50.4)

Smtx <- matrix(c(101.3, 63.0, 71.0, 63.0, 80.2, 55.6, 71.0, 55.6, 97.4), nrow=3)

n <- 40

Cmtx <- matrix(c(1, 0, -1, 1, 0, -1), nrow = 2)
```

### (a)

```
test\_statistics <- n*t(Cmtx \%*\% xbar) \%*\% solve(Cmtx \%*\% Smtx \%*\% t(Cmtx)) \%*\% (Cmtx \%*\% xbar) critical\_value <- qf(0.05, 2, 38, lower.tail = FALSE) * (2*39/38) test\_statistics > critical\_value
```

## [,1] ## [1,] TRUE

가설 검정 결과 귀무가설을 기각한다. 즉 유의수준 0.05에서 평균이 다르다고 볼 만한 충분한 증거가 있다.

(b)

```
#(mu1 vs. mu3)
xbar[1] - xbar[2]
## [1] -11.2
sqrt(critical_value * Smtx[1] / 40)
## [1] 4.107007
Q 6.6
qf(0.01, 2, 4, lower.tail = FALSE)*(2*5/4)
## [1] 45
sqrt(45*7/12)*sqrt(8/5)
## [1] 6.480741
sqrt(45*7/12)*sqrt(2)
## [1] 7.245688
Q 6.7
n1 <- 45
n2 <- 55
xb1 < -c(204.4, 556.6)
xb2 < -c(130.0, 355.0)
Sm1 \leftarrow matrix(c(13825.3, 23823.4, 23823.4, 73107.4), nrow = 2)
Sm2 <- matrix(c(8632.0, 19616.7, 19616.7, 55964.5), nrow = 2)
Sp < -((n1-1)*Sm1 + (n2-1)*Sm2)/(n1 + n2 - 2)
critical_value <- qf(0.05, 2, 97, lower.tail = FALSE) * (98*2/97)
test\_statistics <- t(xb1 - xb2) \%*\% solve((1/n1 + 1/n2)*Sp) \%*\% (xb1 - xb2)
critical_value
```

## [1] 6.244089

## test\_statistics

```
## [,1]
## [1,] 16.06622
solve(Sp) %*% (xb1 - xb2)
```

```
## [,1]
## [1,] 0.00170252
## [2,] 0.00259163
```

# Q 6.13