

刘程华 2018011687 计91

1 (a) H_0 : there is a significant difference in treatment effects

H_1 : there is no significant difference in treatment effects

Test statistic:

$$T = \max \left([\max(M_A, M_B, M_C) - \min(M_A, M_B, M_C)], [\max(F_A, F_B, F_C) - \min(F_A, F_B, F_C)] \right)$$

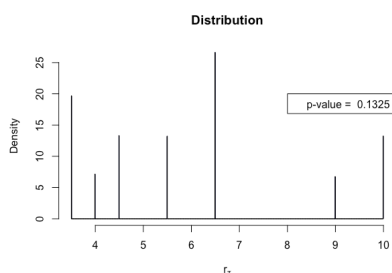
其中 M_A 表示 A 药物治疗 male 的效果平均值. 考虑到药效在男女间有明显差异, 我们认为性别不可交换, T 为 A, B, C 三者对男性效果的极差和 A, B, C 三者对女性效果的极差的较大者

(b) 情况总数为 $(C_6^2 C_4^2 C_2^2) \cdot (C_6^2 C_4^2 C_2^2) = 8100$

种情况 (因为每组数据代表一个个体, 我们认为数值相同的也具有差异性)

我们随机模拟 5000 次来得到 T 的近似分布.
事实上此题样本量小, 我们可以遍历得到准确分布

(c)

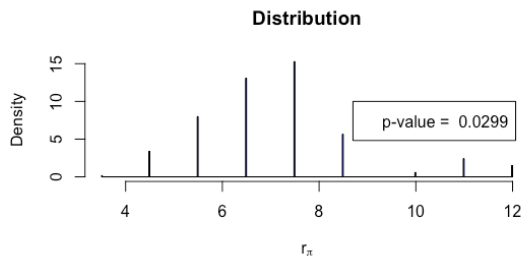


在 $\alpha = 0.1$ 的情况下, 我们拒绝 H_0 .

#附: 事实上此题目是模糊的, 上面我们理解差异指 A, B, C 药物之间的差异。差异也可以指治疗效果对性别的差异。把这种也考虑在内, 我们不妨令 T 为 $M_A, M_B, M_C, F_A, F_B, F_C$ 六者的极差, 性别可交换, 此时共有 $C_6^2 C_6^2 C_8^2 C_6^2 C_4^2 C_2^2 = 7484400$ 种情况

我们随机模拟 10000 次来得到 T 的近似分布.

在 $\alpha = 0.05$ 水平下 我们接受 H_0



2. (a)

使用置换检验 在 X, Y 样本总体中随机抽取 n_1 得到 X' , 剩下为 Y'
 计算 $T' = \bar{X}' - \bar{Y}'$ 多次重复 可以得到 T 的数值分布.
 可由此计算 P -value

$$(b) \quad T = \frac{S}{n_1} - \frac{\sum Y_i}{n_2} = \frac{S}{n_1} - \frac{SUM - S}{n_2}$$

$$= -\frac{SUM}{n_2} + \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) S \quad \text{其中 } SUM = \sum_{i=1}^{n_1} X_i + \sum_{i=1}^{n_2} Y_i$$

在置换检验中是恒定的

是 S 的线性变换, T 的数值分布是线性变换的, P -value 相同, 检验是有效的

3.

$$Z\text{-test: } H_0: \mu = \mu_0 \quad H_1: \mu \neq \mu_0$$

$$U = \frac{\bar{X} - \mu_0}{\sigma} \cdot \sqrt{n} \sim N(0, 1)$$

$$D = \{u \mid |u| > c\} = \{u \mid u < -c, u > c\} \quad (\text{设 } c > 0)$$

$$\text{Power} = P(u \in D) = P\left(\left(\frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \cdot \sqrt{n} + \frac{\mu - \mu_0}{\sigma} \cdot \sqrt{n}\right) \in D\right) \quad (\text{设 } a = \frac{\mu - \mu_0}{\sigma} \cdot \sqrt{n})$$

$$= P(-a + c < \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \cdot \sqrt{n}, \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma} \cdot \sqrt{n} < -c - a)$$

$$= \varphi(-c-a) + 1 - \varphi(-a+c)$$

Bino-test: $H_0: \mu = np$ $H_1: \mu \neq np$

$$\mu \sim B(n, p)$$

$$D = \{u \mid \mu - np > C, \quad np - \mu > C\}$$

$$\text{Power} = P(u \in D) = P(u > C + np, u < C - np)$$

$$= \sum_{i=C+np+1}^n C_n^i p^i (1-p)^{n-i} + \sum_{i=1}^{C-np-1} C_n^i p^i (1-p)^{n-i}$$

这里 $C > np$, 考虑了双边. 以及要注意取 整数, 需要复杂的分类讨论...

```

#prob 1
set.seed(123456)
n<-12
nrep<-100000
eff<-c(4,6,6,8,8,10,6,8,8,10,17,17)
eff1<-c(4,6,6,8,8,10)
eff2<-c(6,8,8,10,17,17)
r_perm<-NULL
MA=eff[1:2]
MB=eff[3:4]
MC=eff[5:6]
FA=eff[7:8]
FB=eff[9:10]
FC=eff[11:12]
r_obs<-max(max(mean(MA),mean(MB),mean(MC))-
min(mean(MA),mean(MB),mean(MC)),max(mean(FA),mean(FB),mean(FC))-
min(mean(FA),mean(FB),mean(FC)))
for(i in 1:nrep){

  tmp1<-sample(1:6,6)
  MA=eff1[tmp1[1:2]]
  MB=eff1[tmp1[3:4]]
  MC=eff1[tmp1[5:6]]
  tmp2<-sample(1:6,6)
  FA=eff2[tmp2[1:2]]
  FB=eff2[tmp2[3:4]]
  FC=eff2[tmp2[5:6]]
  r_perm[i]<-max(max(mean(MA),mean(MB),mean(MC))-
min(mean(MA),mean(MB),mean(MC)),max(mean(FA),mean(FB),mean(FC))-
min(mean(FA),mean(FB),mean(FC)))
}
pval <- length(r_perm[r_perm >= r_obs])/nrep
pval<-round(pval, digits=4)
hist(r_perm, breaks = 500,
      main = "Distribution", col="blue", freq=FALSE, xlab = expression(r[pi]))

legend(8, 20, paste("p-value = ", pval))

#prob 1+
set.seed(123456)
n<-12
nrep<-100000
eff<-c(4,6,6,8,8,10,6,8,8,10,17,17)
r_perm<-NULL
MA=eff[1:2]

```

```

MB=eff[3:4]
MC=eff[5:6]
FA=eff[7:8]
FB=eff[9:10]
FC=eff[11:12]
r_obs<-max(mean(MA),mean(MB),mean(MC),mean(FA),mean(FB),mean(FC))-
min(mean(MA),mean(MB),mean(MC),mean(FA),mean(FB),mean(FC))
for(i in 1:nrep){

  tmp<-sample(1:12,12)
  MA=eff[tmp[1:2]]
  MB=eff[tmp[3:4]]
  MC=eff[tmp[5:6]]
  FA=eff[tmp[7:8]]
  FB=eff[tmp[9:10]]
  FC=eff[tmp[11:12]]
  r_perm[i]<-max(mean(MA),mean(MB),mean(MC),mean(FA),mean(FB),mean(FC))-
min(mean(MA),mean(MB),mean(MC),mean(FA),mean(FB),mean(FC))
}
pval <- length(r_perm[r_perm >= r_obs])/nrep
pval<-round(pval, digits=4)
hist(r_perm, breaks = 500,
      main = "Distribution", col="blue",freq=FALSE, xlab = expression(r[pi]))

legend(8.7, 10, paste("p-value = ", pval))

```