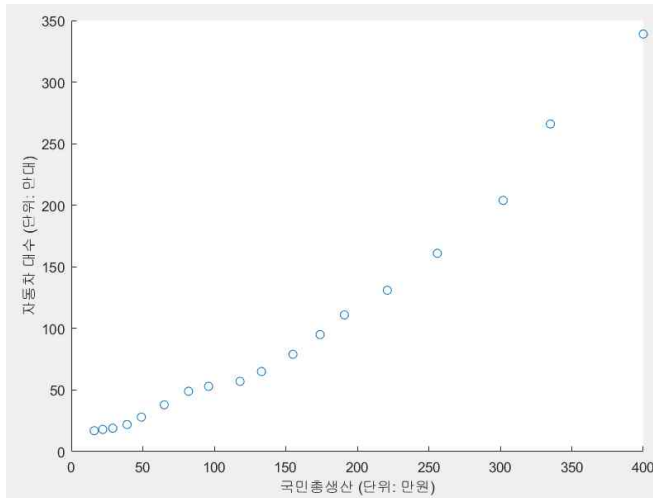


8장 5번

(a)



(b)

$$r = \frac{S_{xy}}{\sqrt{S_{xx}} \sqrt{S_{yy}}} = \frac{\sum_{i=1}^{18} (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{18} (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_{i=1}^{18} (y_i - \bar{y})^2}} = 0.9748$$

(c)

이변량 정규 모집단을 가정했으므로, 검정통계량

$$t = \sqrt{n-2} \frac{r}{\sqrt{1-r^2}}$$

는 귀무가설  $H_0$  하에서  $t(16)$ 을 따른다.

관측값은 17.478이며 유의수준 1%에서 기각역은

$$t_{0.01}(16) = 2.583 \leq t$$

이므로 관측값이 기각역에 포함되어 귀무가설을 기각한다.  $\rho > 0$ 이라고 할 만한 근거가 충분하다.

8장 9번

(a)

$$\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{1i} - \bar{x}_1)(y_i - \bar{y}) = 2.0678$$

$$\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{2i} - \bar{x}_2)(y_i - \bar{y}) = 17.0822$$

후자의 값이 더 크다.

(b)  $\hat{y} = 70.29 + 1.076x$ 로 회귀할 수 있다.

$$\textcircled{1} \hat{\beta} \pm t_{0.025}(8) \cdot \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{S_{xx}}} = 1.076 \pm 2.306 \cdot \frac{2.268}{11.9541} = (0.6385, 1.5135)$$

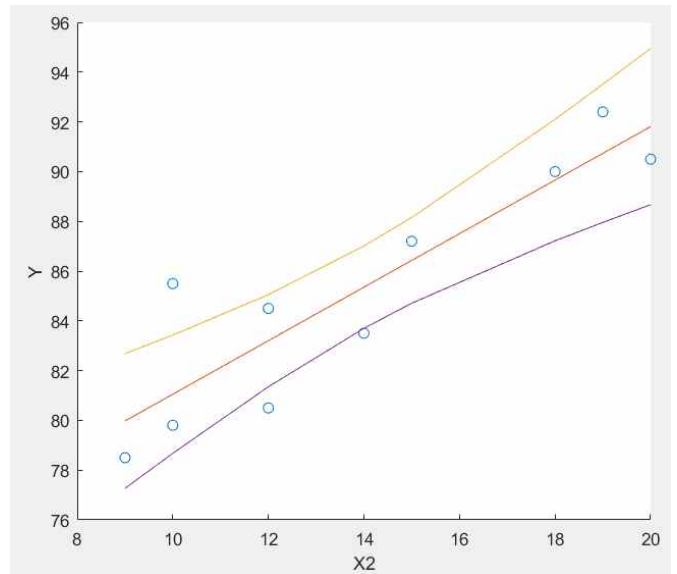
② 검정통계량은 귀무가설 하에서  $t(8)$ 분포를 따른다.

관측값은  $\frac{\hat{\beta} - 1.0}{\hat{\sigma} / \sqrt{S_{xx}}} = 0.4006$ 으로, 기각역인

$$t \geq t_{0.025}(8) = 2.306$$

에 포함되지 않으므로  $H_0$ 를 기각할 수 없다.

③



(c)

다음 연립방정식을 푼다. ( $\sum$ 는  $i=1$  to 10)

$$\begin{pmatrix} n & \sum x_{1i} & \sum x_{2i} \\ \sum x_{1i} & \sum x_{1i}^2 & \sum x_{1i}x_{2i} \\ \sum x_{2i} & \sum x_{1i}x_{2i} & \sum x_{2i}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sum y_i \\ \sum x_{1i}y_i \\ \sum x_{2i}y_i \end{pmatrix}$$

$$\begin{pmatrix} 10 & 36 & 139 \\ 36 & 132.72 & 513.7 \\ 139 & 513.7 & 2075 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 852.4 \\ 3087.25 \\ 12002.1 \end{pmatrix}$$

$$\hat{\beta}_0 = 65.0152, \hat{\beta}_1 = 2.2852, \hat{\beta}_2 = 0.8632$$

$$\therefore \hat{y} = 65.0152 + 2.2852x_1 + 0.8632x_2$$

분산분석표:

요인	제곱 합	자유도	평균 제곱	f값	유의확률
회귀	175.2407	2	87.6204	19.5751	0.001
잔차	31.3328	7	4.4761		
계	206.5735	9			

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} = 0.8483 \text{ 이다.}$$

9장 1번

$$\text{우선, } \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_i) = (y_{i1} + y_{i2} + \dots + y_{in}) - n\bar{y}_i = 0$$

$$y_{ij} - \bar{y}_{..} = (\bar{y}_i - \bar{y}_{..}) + (y_{ij} - \bar{y}_i)$$

의 양변을 제곱하여  $\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n$ 을 하면

$$\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2 = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (\bar{y}_i - \bar{y}_{..})^2 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 + 2 \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (\bar{y}_i - \bar{y}_{..})(y_{ij} - \bar{y}_i)$$

우변의 마지막 항이 0임을 보이자.

$$(\text{마지막 항}) = 2 \sum_{i=1}^k (\bar{y}_i - \bar{y}_{..}) \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_i) = 0$$

또, 우변의 첫 번째 항은

$$(\text{첫 번째 항}) = \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (\bar{y}_i - \bar{y}_{..})^2 = n \sum_{i=1}^k (\bar{y}_i - \bar{y}_{..})^2$$

따라서

$$\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_{..})^2 = n \sum_{i=1}^k (\bar{y}_{i.} - \bar{y}_{..})^2 + \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^n (y_{ij} - \bar{y}_{i.})^2$$

9장 8번

반복이 있는 이원배치법 모형을 사용한다.

모형 가정:  $Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_{ij} + e_{ijk}, \quad i = 1, 2, 3, 4, \\ j = 1, 2, 3, \quad k = 1, 2$

잔차는 선형성, 등분산성, 독립성, 정규성을 갖는다.

$$e_{ijk} \sim_{i.i.d.} N(0, \sigma^2)$$

$\sum_{i=1}^4 \alpha_i = \sum_{j=1}^3 \beta_j = 0$  이며,  $\sum_{i=1}^4 \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} = 0$  이다.

검정①:  $H_0: \gamma_{ij} = 0 \text{ for } \forall i, j$  vs.  $H_1: \text{not } H_0$

검정②:  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$  vs.  $H_1: \text{not } H_0$

검정③:  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  vs.  $H_1: \text{not } H_0$

요인	제공 합	자유도	평균 제공	f값	유의확률
인자 A	3.33667	3	1.112222	10.11111	0.001323
인자 B	0.16583	2	0.082917	0.753788	0.491613
교호작용	2.570833	6	0.428472	3.895202	0.021548
잔차	1.32	12	0.11		
계	7.393333	23			

인자 A(성형온도) 에 대해서만 유의미한 차이가 존재한다. 또한, 교호 작용이 존재한다.