



دانشکدهی علوم ریاضی

آمار **و کاربردها** ۲۶ دی ۱۳۹۸

تمرین: سری ۳

مدرّس: دکتر محسن شریفی تبار مهلت تحویل ۱۰ بهمن

عليرضا درويشي......

مسأله ١

الف)

$$Y_{i} = \alpha + \beta X_{i} = \alpha + \beta \left(x_{i} + \bar{X}\right) = \left(\alpha + \beta \bar{X}\right) + \beta x_{i} = \alpha' + \beta x_{i}$$

$$b = \frac{\sum x_{i}y_{i}}{\sum x_{i}^{2}} = \frac{\sum x_{i}(y_{i} + \bar{Y} - \bar{Y})}{\sum x_{i}^{2}} = \frac{\sum x_{i}Y_{i}}{\sum x_{i}^{2}} = \frac{\sum x_{i}Y_{i}}{\sum x_{i}^{2}}$$

$$w_{i} = \frac{x_{i}}{\sum x_{i}^{2}} \Rightarrow b = \sum w_{i}Y_{i}$$

$$\Rightarrow E[b] = \sum w_{i}E[Y_{i}] = \sum w_{i}(\alpha' + \beta x_{i}) = \sum w_{i}\alpha' + \beta w_{i}x_{i} = \alpha' \sum w_{i} + \beta \sum w_{i}x_{i} = \beta \frac{\sum x_{i}x_{i}}{x_{i}^{2}} = \beta \frac{\sum x_{i}x_{i}}{\sum x_{i}^{2}} = \beta$$

$$a = \bar{Y} - b\bar{X}$$

$$\Rightarrow E[a] = E[\bar{Y}] - E[b]\bar{X} = \frac{1}{n}\sum E[Y_{i}] - \beta \bar{X} = \frac{1}{n}\sum (\alpha' + \beta x_{i}) - \beta \bar{X} = \alpha' - \beta \bar{X} = \alpha$$

ب)

$$\begin{split} Cov(a,b) &= E[ab] - E[a]E[b] = E[(\bar{Y} - b\bar{X})b] - E[\bar{Y} - b\bar{X}]E[b] = \\ &E[b\bar{Y}] - \bar{X}E[b^2] - E[b]E[\bar{Y}] + \bar{X}E^2[b] = E[b\bar{Y}] - E[b]E[\bar{Y}] - \bar{X}Var[b] \\ Var[b] &= Var[\sum w_iY_i] = \sum w_i^2\sigma^2 = \sigma^2\sum \frac{x_i^2}{(\sum x_i^2)^2} = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} \\ &E[Y_jb] = E[Y_j\sum w_iY_i] = E[\sum_{i\neq j}w_iY_iY_j] + E[w_jY_j^2] = E[Y_j]\sum_{i\neq j}w_iY_i + w_jE[Y_j^2] = \\ &E[Y_j]\sum_{i\neq j}w_iY_i + w_jE[Y_j^2] - w_jE^2[Y_j] + w_jE^2[Y_j] = E[Y_j]\sum w_iE[Y_i] + w_j\sigma^2 = \\ &\beta E[Y_j] + w_j\sigma^2 \Rightarrow E[\bar{Y}b] = \frac{1}{n}\sum E[Y_jb] = \bar{Y}\beta \\ &\Rightarrow Cov(a,b) = \bar{Y}\beta - \bar{Y}\beta - \bar{X}\frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} = -\frac{\sigma^2\bar{X}}{\sum x_i^2} \end{split}$$

مسأله ٢

الف)

$$\begin{aligned} y'_{ij} &= \beta_0 + \beta_1 x_i + e'_i : jth \ data \ in \ x_i \\ y_i &= \frac{\sum_j y'_{ij}}{n_i} \Rightarrow E[y_i] = \beta_0 + \beta_1 x_i \ , \ Var[y_i] = \frac{1}{n_i^2} \sum Var[y'] = \frac{1}{n_i} \sigma^2 = \rho_i^2 \sigma^2 \Rightarrow n_i = \frac{1}{\rho_i^2} \frac{1}{n_i^2} \left[\frac{1}{n_i^2} \left(\frac{1}{n_i} \right) \right] = \frac{1}{n_i^2} \left[\frac{1}{n_i^2} \left(\frac{1}{n_i^2} \right) \right]$$

ب) شرط واریانس ثابت و میانگین صفرِ انحراف از خط با توجه به قسمت قبلی برقرار است شرط خطی بودن به وضوح از صورت معادله برقرار است شرط استقلال انحراف از خط هم با توجه به قسمت قبلی برقرار است.

ج)

$$s = \sum (z_i - b_0 u_i - b_1 v_i)^2$$

$$\Rightarrow \frac{ds}{db_0} = 0 \Rightarrow \sum u_i (z_i - b_0 u_i - b_1 v_i) = 0$$

$$\frac{ds}{db_1} = 0 \Rightarrow \sum v_i (z_i - b_0 u_i - b_1 v_i) = 0$$

$$\Rightarrow b_0 = \frac{\sum v_i^2 \sum z_i u_i - \sum z_i v_i \sum u_i v_i}{(\sum u_i^2)(\sum v_i^2) - (\sum u_i v_i)^2}, b_1 = \frac{\sum u_i^2 \sum z_i v_i - \sum z_i u_i \sum u_i v_i}{(\sum u_i^2)(\sum v_i^2) - (\sum u_i v_i)^2}$$

د)

$$s = \sum_{i} (z_i - b_0 u_i - b_1 v_i)^2 = \sum_{i} (\rho_i^{-1} y_i - b_0 \rho_i^{-1} - b_1 \rho_i^{-1} x_i)^2 = \sum_{i} (y_i - b_0 - b_1 x_i)^2 \rho_i^{-2}$$

ه)

$$b_{0} = \sum w_{i}z_{i}, w_{i} = \frac{u_{i}\sum v_{j}^{2} - v_{i}\sum u_{j}v_{j}}{(\sum u_{j}^{2})(\sum v_{j}^{2}) - (\sum u_{j}v_{j})^{2}} \Rightarrow Var(b_{0}) = \sum w_{i}^{2}Var(z_{i}) = \sigma^{2}\sum w_{i}^{2}$$

$$\sum w_{i}^{2} = \sum \frac{u_{i}^{2}(\sum v_{j}^{2})^{2} + v_{i}^{2}(\sum u_{j}v_{j})^{2} - 2v_{i}u_{i}(\sum v_{j}^{2})(\sum u_{j}v_{j})}{((\sum u_{j}^{2})(\sum v_{j}^{2}) - (\sum u_{j}v_{j})^{2})^{2}} = \frac{\sum v_{j}^{2}(\sum u_{j}^{2})(\sum v_{j}^{2}) - (\sum u_{j}v_{j})^{2}}{(\sum u_{j}^{2})(\sum v_{j}^{2}) - (\sum u_{j}v_{j})^{2}}$$

$$\Rightarrow Var(b_{0}) = \frac{\sigma^{2}\sum v_{j}^{2}}{(\sum u_{j}^{2})(\sum v_{j}^{2}) - (\sum u_{j}v_{j})^{2}}$$

ه طریق مشابه:

$$Var(b_1) = \frac{\sigma^2 \sum u_j^2}{(\sum u_j^2)(\sum v_j^2) - (\sum u_j v_j)^2}$$

مسأله ٣

از توزیع F استفاده می کنیم.

فرض صفر این است که مدل اول از مدل دوم بهتر فیت نشده است.

$$F=rac{rac{S_1-S_2}{(n-k_1)-(n-k_2)}}{rac{S_2}{n-k_2}}=rac{rac{795-783}{(200-3)-(200-5)}}{rac{783}{200-5}}=1.4$$
 فرض صفر را رد نمیکنیم

پس مدل اول بهتر از مدل دوم فیت نشده یا به عبارتی دلایل آماری کافی برای رد این فرض که مدل اول بهتر از مدل دوم فیت نشده وجود ندارد.

مسأله ۴

الف)

امکان دارد که چند جفت از این ۵ متغیر رابطه ای خطی با هم دیگر داشته باشند طوری که درواقع اگر رگرسیون چند گانه ای برای این متغیر ها بررسی می شد، یکی از این متغیرها تاثیر مستقیم نداشته باشند.

یا برای مثال یکی از متغیرهایی که تاثیرش رد شد، به دو متغیر دیکر بستگی داشته باشد و تاثیر دو متغیر دیگر در این متغیر نتیجه داده باشد که شیب رگرسیون ساده برابر صفر است ولی اگر رگرسیون چندگانه استفاده می شد، شیب صفر نمی شد. ب)

بهتر است رابطه ی رگرسیون چندگانه ای با ۲۰ متغیر مورد بررسی فیت کند و بررسی کند که شیب کدام یک از متغیرها برابر صفر می شود. همچنین رابطه ی علت معلولی بین ۱۰۰ متغیر بررسی شود و متغیر های کاملا یکسان از مدل حذف شوند.

مسأله ۵

الف)

$$b = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2}$$
, $SE = \frac{s}{\sqrt{\sum x_i^2}} \Rightarrow b = 800$, $SE = \frac{7300}{30} = 243.3$, $t_{0.025,df=48} = 2.01$
 $\beta = b \pm t_{0.025} SE = 800 \pm 489.1$

ب)

بله چون صفر در بازه ی اطمینان شیب نیست و به عبارتی دیگر p-vlaue برای شیب از 0.05 کمتر است. p-vlaue ج)

$$Y_0 = (a + bX_0) \pm t_{0.025} s \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(X - X_0)^2}{\sum x^2}}$$

$$Y_0 = 2000 \pm 2.01 \times 7300 \times \sqrt{1 + \frac{1}{50} + \frac{1}{900}} = 2000 \pm 14827$$

(১

بله. البته در صورتی که فرض کنیم تمام پارامتر های دیگر که امکان دارد تاثیر بگذارند(برای مثال رنگ پوست یا شغل پدر یا تعداد فرزند یا ..) را ثابت فرض کنیم و فقط تاثیر متغیر مورد بررسی را درنظر بگیریم.