

بنا خدا

داسخ عارین اللورم کای یار لیری مالین
(سری اول)

حساب مومینه زر

803063 868

۱. در مسئله رگرسیون فرض کنید

$$y = w^T \underbrace{\phi(x)}_{\sim N(0, \sigma^2)} + \epsilon, \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

بطوری که $y \in R$, $x \in R^d$, $\phi: R^d \rightarrow R^d$, $w \in R^{d \times 1}$, $\epsilon \in R$

نشان دهید

$$y \sim N(w^T \phi(x), \sigma^2)$$

(راهنما: درباره تابع مولد گشتاور توزیع نرمال تحقیق کنید)

moment generative function of Normal distribution is: $\exp\{t\mu + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\}$

$$\epsilon \sim \text{Normal}(0, \sigma^2) \Rightarrow M_{\epsilon}(t) = \exp\{t \cdot 0 + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\}$$

$$\rightarrow M_{\epsilon}(t) = \exp\{\frac{1}{2}\sigma^2 t^2\}$$

$$M_y(t) = E(\exp\{t y\}) = E(\exp\{t [w^T \phi(x) + \epsilon]\})$$

$$= E(\exp\{t w^T \phi(x) + \epsilon t\})$$

$$w^T \phi(x) = \text{constant} \Rightarrow \underbrace{E(\exp\{\epsilon t\})}_{M_{\epsilon}(t)} \exp\{t w^T \phi(x)\}$$

$$= M_{\epsilon}(t) \cdot \exp\{t w^T \phi(x)\} = \exp\{\frac{1}{2}\sigma^2 t^2\} \cdot \exp\{t w^T \phi(x)\}$$

$$= \exp\{\underbrace{t w^T \phi(x)}_{\mu'} + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\} : \text{مثلاً } M \text{ یک توزیع نرمال}$$

$$\rightarrow y \sim \text{Normal}(w^T \phi(x), \sigma^2) \quad 18$$

۲. مسئله رگرسیون خطی ساده را در نظر بگیرید (از دیدگاه آماری).

$$y_i = w_0 + w_1 x_i + \epsilon_i, \quad \epsilon_i \sim N(0, \sigma^2), \quad i = 1, \dots, n$$

بنابر سوال قبل می‌توان نتیجه گرفت

$$y_i \sim N(w_0 + w_1 x_i, \sigma^2)$$

الف) در این حالت، برآورد بیشینه درست‌نمایی از پارامترهای w_0, w_1, σ^2 را بدست آورید.
 $(w_0^{MLE}, w_1^{MLE}, \sigma_{MLE}^2)$

ب) بنابر قسمت الف، نشان دهید

$$w_0^{MLE} = \bar{y} - w_1^{MLE} \bar{x},$$

$$w_1^{MLE} = \frac{S_{xy}}{S_x^2}$$

۱)

$$y_i \sim \text{Normal}(w_0 + w_1 x_i, \sigma^2)$$

$$\rightarrow P(y_i | x_i, w_0, w_1, \sigma^2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} \exp\left\{-\frac{(y_i - w_0 - w_1 x_i)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\Rightarrow L(w_0, w_1, \sigma^2) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} \exp\left\{-\frac{(y_i - w_0 - w_1 x_i)^2}{2\sigma^2}\right\}$$

$$\xrightarrow{\ln} \ln L(w_0, w_1, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi\sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (y_i - w_0 - w_1 x_i)^2$$

حال باید بر حسب پارامترهای مقادیر w_0, w_1, σ^2 مشتق گرفته و برابر صفر قرار دهیم تا NLE بدست بیاید.

$$\frac{\partial}{\partial w_0} \ln L(w_0, w_1, \sigma^2) = -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \frac{\partial}{\partial w_0} (y_i - w_0 - w_1 x_i)^2$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n 2(y_i - w_0 - w_1 x_i) \left(\frac{\partial}{\partial w_0} (y_i - w_0 - w_1 x_i)\right) = 0$$

$$\Rightarrow \frac{\partial}{\partial w_0} \ln L(w_0, w_1, \sigma^2) = \sum_{i=1}^n (y_i - w_0 - w_1 x_i) = 0$$

$$\rightarrow \sum_{i=1}^n y_i = n w_0 + w_1 \sum_{i=1}^n x_i \quad (1)$$

$$\frac{\partial}{\partial w_1} \ln L(w_0, w_1, \sigma^2) = -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \frac{\partial}{\partial w_1} (y_i - w_0 - w_1 x_i)^2$$

$$= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n 2(y_i - w_0 - w_1 x_i) (-x_i) = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n x_i (y_i - w_0 - w_1 x_i)$$

$$\rightarrow \sum_{i=1}^n x_i (y_i - w_0 - w_1 x_i) = 0 \quad (2)$$

$$(1), (2) \Rightarrow \begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = n w_0 + w_1 \sum_{i=1}^n x_i \\ \sum_{i=1}^n x_i (y_i - w_0 - w_1 x_i) = 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} w_0 = \bar{y} - w_1 \bar{x} \\ w_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \end{cases}$$

$$\frac{\partial}{\partial \sigma^2} \ln L(w_0, w_1, \sigma^2) = -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{i=1}^n (y_i - w_0 - w_1 x_i)^2 = 0$$

$$\times 2\sigma^4 \Rightarrow -n\sigma^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - w_0 - w_1 x_i)^2 = 0 \Rightarrow \sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - w_0 - w_1 x_i)^2$$

$$b) S_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

$$S_x^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

با جایابی این دو رابطه w_1^{MLE} به نسبت x خواهیم داشت

$$w_1^{MLE} = \frac{S_{xy}}{S_x^2}$$

$$w_0^{MLE} = \bar{y} - w_1^{MLE} \bar{x}$$

با جایابی w_1^{MLE} به نسبت w_0^{MLE} خواهیم داشت

بنابر برآوردهای سوال ۲، برآوردهای w_0, w_1 و σ^2 (واریانس خطاها) را برای این مجموعه داده بدست آورید.

۳. مجموعه داده زیر را در نظر بگیرید

X	Y
5	2
0	1
2	1
1	1
2	0

$$\bar{x} = \frac{5+0+2+1+2}{5} = \frac{10}{5} = 2, \quad \bar{y} = \frac{2+1+1+1+0}{5} = \frac{5}{5} = 1$$

$$S_{xy} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$$

$$= \underbrace{(5-2)(2-1)}_3 + \underbrace{(0-2)(1-1)}_0 + \underbrace{(2-2)(1-1)}_0 + \underbrace{(1-2)(1-1)}_0 + \underbrace{(2-2)(1-0)}_0 = 3$$

$$S_x^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

$$= \underbrace{(5-2)^2}_9 + \underbrace{(0-2)^2}_4 + \underbrace{(2-2)^2}_0 + \underbrace{(1-2)^2}_1 + \underbrace{(2-2)^2}_0 = 14$$

$$\Rightarrow w_1^{MLE} = \frac{S_{xy}}{S_x^2} = \frac{3}{14}, \quad w_0^{MLE} = \bar{y} - w_1^{MLE} \bar{x} = 1 - 2 \times \frac{3}{14} = 1 - \frac{6}{14} = \frac{8}{14}$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - w_0 - w_1 x_i)^2$$

$$= \frac{1}{5} \left[(2 - \frac{8}{14} - \frac{3}{14} \times 5)^2 + (1 - \frac{8}{14} - \frac{3}{14} \times 0)^2 + (1 - \frac{8}{14} - \frac{3}{14} \times 2)^2 + (1 - \frac{8}{14} - \frac{3}{14} \times 1)^2 + (1 - \frac{8}{14} - \frac{3}{14} \times 2)^2 \right]$$

$$\approx 0.271$$

۴. مسئله رگرسیون چند جمله‌ای را در نظر بگیرید بطوری که

$$y(x_n, w) = \sum_{j=0}^M w_j (x_n)^j, \quad n = 1, \dots, N \quad (1)$$

و فرض کنید تابع خطا بصورت زیر تعریف شده است

$$E(w) = 0.5 \sum_{n=1}^N (y(x_n, w) - t_n)^2 \quad (2)$$

معادله رابطه ۱ با تابع خطا رابطه ۲ را در نظر بگیرید. نشان دهید که ضرایب $w = \{w_i\}$ باید مقادیر زیر را داشته باشند تا رابطه ۲، کمینه شود.

$$\sum_{j=0}^M A_{ij} w_j = T_i,$$

که در آن

$$A_{ij} = \sum_{n=1}^N (x_n)^{i+j}, \quad T_i = \sum_{n=1}^N (x_n)^i t_n$$

هدف ما کمینه سازی خطا است پس تابعی (۱) و (۲) جایگزین می‌کنیم و در هر دو طرف مشتق می‌گیریم و برابر می‌کنیم

$$\textcircled{1}, \textcircled{2} \rightarrow E(w) = 0.5 \sum_{i=1}^N \left(\sum_{j=0}^M w_j (x_n)^j - t_n \right)^2$$

$$\frac{\partial}{\partial w_j} E(w) = \frac{1}{2} \frac{\partial}{\partial w_j} \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{j=0}^M w_j (x_n)^j - t_n \right)^2 \right] = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{\partial}{\partial w_j} \left[\underbrace{\sum_{j=0}^M w_j (x_n)^j - t_n}_{\alpha} \right]^2$$

$$= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \frac{\partial \alpha^2}{\partial w_j} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N 2\alpha \frac{\partial}{\partial w_j} \alpha = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N 2 \left(\sum_{j=0}^M w_j (x_n)^j - t_n \right) (x_n)^j$$

$$= \left(\sum_{j=0}^M w_j (x_n)^j - t_n \right) (x_n)^j$$

$$= \sum_{i=1}^N \left(\sum_{k=0}^M w_k (x_n)^k - t_n \right) (x_n)^j = 0$$

$$= \sum_{i=1}^N \left(\sum_{k=0}^M w_k (x_n)^{k+j} - t_n (x_n)^j \right) = 0$$

باید معادله جایگزین را طوری به معادله ای که می‌خواهیم تبدیل کنیم

ب

۵. مجموعه داده زیر را در نظر بگیرید

	X1	X2	X3	X4
x_1^T	2	1	1	2
x_2^T	3	0	2	4
x_3^T	4	2	3	6
x_4^T	0	1	4	8

الف) میانگین نمونه‌ها را براساس برآوردگر سازگار میانگین جامعه بدست آورید.

ب) ماتریس کواریانس نمونه را بدست آورید و هر درایه از آن را توصیف کنید.

۹)

$$X = \begin{bmatrix} 2 & 1 & 1 & 2 \\ 3 & 0 & 2 & 4 \\ 4 & 2 & 3 & 6 \\ 0 & 1 & 4 & 8 \end{bmatrix}$$

ماتریس داده‌ها را به شکل زیر بنویسید:

$$\bar{x}_1 = \frac{2+3+4+0}{4} = \frac{9}{4}, \bar{x}_2 = \frac{1+0+2+1}{4} = \frac{4}{4}, \bar{x}_3 = \frac{1+2+3+4}{4} = \frac{10}{4}, \bar{x}_4 = \frac{2+4+6+8}{4} = \frac{20}{4}$$

$$\bar{x} = \begin{bmatrix} 2.25 \\ 1 \\ 2.5 \\ 5 \end{bmatrix}$$

$$b) S = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})(x_i - \bar{x})^T$$

$$= \frac{1}{3} \left(\begin{bmatrix} 2-2.25 \\ 3-1 \\ 4-2.5 \\ 0-5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 2-2.25 & 3-1 & 4-2.5 & 0-5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1-2.25 \\ 0-1 \\ 2-2.5 \\ 1-5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1-2.25 & 0-1 & 2-2.5 & 1-5 \end{bmatrix} \right.$$

$$+ \begin{bmatrix} 1-2.25 \\ 2-1 \\ 3-2.5 \\ 4-5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1-2.25 & 2-1 & 3-2.5 & 4-5 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 2-2.25 \\ 4-1 \\ 6-2.5 \\ 8-5 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 2-2.25 & 4-1 & 6-2.5 & 8-5 \end{bmatrix} \Bigg)$$

$$= \frac{1}{3} \begin{pmatrix} \begin{bmatrix} 8.75 & 1 & -2.5 & 5 \\ 1 & 2 & 1 & 2 \\ -6.5 & 1 & 5 & 10 \\ -5 & 2 & 10 & 6 \end{bmatrix} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 2.91 & 0.33 & -0.83 & -1.66 \\ 0.33 & 0.66 & 0.33 & 0.66 \\ -0.83 & 0.33 & 1.66 & 3.33 \\ -1.66 & 0.66 & 3.33 & 6.66 \end{bmatrix}$$

در حالتی تکامل شده، تنها سرری و فک لعل و ابیانی متغیر مربوط به این کتی خودگون در عانی جی دمه و طایقی مربوط به کودا ابانی صدقیرهای
رسانایی نسبت به هم میس.

کودا ابانی } مثبت : به هم وابسته اند و در راستای هم رشدی کته
منفی : به ۴ وابسته اند اما عکس راستای هم رشدی کته.
(صغیر : در صورتی مقل بدین در متغیر کودا ابانی این ها صغیر خوانده اند).

۶. فرض کنید X_1, \dots, X_n متغیرهای تصادفی مستقل و هم توزیع باشند یعنی

$$X_1, \dots, X_n \sim \text{Ber}(\theta)$$

الف) (معادل با مسئله رگرسیون لجستیک) فرض کنید نمونه‌های مشاهده شده x_1, \dots, x_n به ترتیب از متغیرهای تصادفی بالا داریم. در این حالت، برآورد بیشینه درست‌نمایی از پارامتر θ را بدست آورید ($\hat{\theta}_{MLE}$).

ب) (معادل با مسئله رگرسیون لجستیک بیزی) در حالت الف، با استفاده از دیدگاه فراوانی، مقداری از θ را برآورد کردیم تا تابع درست‌نمایی بیشینه شود. حال فرض کنید قصد داریم از دانش قبلی برای پارامتر θ استفاده کنیم. این عمل را با قرار دادن یک توزیع بر روی θ انجام می‌دهیم. چون θ پارامتر احتمال است، بنابراین باید همیشه بین ۰ و ۱ باشد. یک توزیع مناسب برای θ ، توزیع بتا است یعنی

$$\theta \sim \text{Beta}(\alpha, \beta), \quad f(\theta) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \theta^{\alpha-1} (1 - \theta)^{\beta-1}$$

تابع احتمال پسین $f(\theta|x_1, \dots, x_n)$ را بدست آورید و سپس نقطه‌ای از θ را برآورد کنید تا این تابع بیشینه شود ($\hat{\theta}_{MAP}$).

$$f(\theta|x_1, \dots, x_n) = \frac{f(x_1, \dots, x_n|\theta) \cdot f(\theta)}{\int_0^1 f(x_1, \dots, x_n|\theta) \cdot f(\theta) d\theta}$$

۵) $\text{Beta}(\theta) \begin{cases} 1 & \theta \\ 0 & 1-\theta \end{cases}$

$$L_{(x_1=n_1, x_2=n_2, \dots, x_n=n_n|\theta)} = \prod_{i=1}^n \theta^{n_i} (1-\theta)^{1-n_i}$$

$$\ln L_{(x_1=n_1, \dots, x_n=n_n|\theta)} = \sum_{i=1}^n \ln(\theta^{n_i} (1-\theta)^{1-n_i})$$

$$= \sum_{i=1}^n n_i \ln \theta + \sum_{i=1}^n (1-n_i) \ln(1-\theta) = \ln \theta \left(\sum_{i=1}^n n_i \right) + \ln(1-\theta) \left(\sum_{i=1}^n (1-n_i) \right)$$

$$= s \ln \theta + (n-s) \ln(1-\theta) = \ln L_{(x_1=n_1, \dots, x_n=n_n|\theta)}$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln L_{(\dots)} = 0$$

$$\rightarrow \frac{s}{\theta} + \frac{n-s}{1-\theta} = 0 \rightarrow \hat{\theta}_{MLE} = \frac{s}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n n_i}{n}$$

b) $\hookrightarrow (X_1 = n_1, \dots, X_n = n_n | \theta) = \prod_{i=1}^n \theta^{n_i} (1-\theta)^{1-n_i}$
 \swarrow
 $\text{Ber}(\theta)$

$$\leadsto f_{(X_1 = n_1, \dots, X_n = n_n | \theta)} = \prod_{i=1}^n \theta^{n_i} (1-\theta)^{1-n_i}$$

$$\sum_{i=1}^n n_i = S$$

$$\Rightarrow f_{(X_1 = n_1, \dots, X_n = n_n | \theta)} = \theta^S (1-\theta)^{n-S}$$

$$\Rightarrow f_{(\theta | X_1 = n_1, \dots, X_n = n_n)} \propto f_{(X_1 = n_1, \dots, X_n = n_n | \theta)} \underbrace{f_{(\theta)}}_{\text{Beta}(\alpha, \beta)}$$

$$f_{(\theta | X_1 = n_1, \dots, X_n = n_n)} \propto \theta^S (1-\theta)^{n-S} \theta^{\alpha-1} (1-\theta)^{\beta-1}$$

$$\rightarrow f_{(\theta | X_1 = n_1, \dots, X_n = n_n)} \sim \text{Beta}(S + \alpha, n + \beta - S)$$