



مدرس: دکتر محمد هادی مستفید

آمار و کاربرد ها

تمرین سری سه بخش اول

شماره دانشجویی: ۴۰۱۱۰۰۰۷۱

نام و نام خانوادگی: کژال باغستانی

پرسش ۱

(۱) \tilde{A}

(۲) در نظر میگیریم: $Y = \sqrt{\Sigma^{-1}}(X - \mu)$ از آنجایی که Σ متقارن پس است پس Σ^{-1} نیز متقارن در نتیجه $\sqrt{\Sigma^{-1}}$ نیز متقارن است پس داریم:

$$\sqrt{\Sigma^{-1}} = \sqrt{\Sigma^{-1}}^T$$

پس داریم:

$$Y^T Y = (\sqrt{\Sigma^{-1}}(X - \mu))^T \sqrt{\Sigma^{-1}}(X - \mu) = (X - \mu)^T \Sigma^{-1}(X - \mu)$$

(۳) در نظر میگیریم: $A = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |\Sigma|^{1/2}}$ می‌خواهیم انتگرال زیر را محاسبه کنیم:

$$A \int_{\mathbb{R}^n} e^{-\frac{1}{2}(\mathbf{x}-\mu)^T \Sigma^{-1}(\mathbf{x}-\mu)} dX$$

در نظر میگیریم: $Y = \sqrt{\Sigma^{-1}}(X - \mu)$ حالا به محاسبه ژاکوبین Y می پردازیم:

$$D(Y(X)) = \sqrt{\Sigma^{-1}}$$

$$J_Y = \det(\sqrt{\Sigma^{-1}}) = \sqrt{\det(\Sigma^{-1})} = \frac{1}{\sqrt{\det(\Sigma)}}$$

پس در ادامه با تغییر متغیر در انتگرال داریم:

$$A \int_{\mathbb{R}^n} e^{-\frac{1}{2}Y^T Y} \det(\Sigma)^{\frac{1}{2}} dY = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \int_{\mathbb{R}^n} e^{-\frac{1}{2}Y^T Y} dY$$

که داریم :

$$\frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \int_{\mathbb{R}^n} e^{\sum_{i=1}^n -\frac{1}{2}Y_i^2} dY$$

و از انجایی که میدانیم $\int_{\mathbb{R}} e^{-\frac{1}{2}Y_i^2} dY_i = (2\pi)^{\frac{1}{2}}$ در نتیجه داریم:

$$\int_{\mathbb{R}^n} e^{\sum_{i=1}^n -\frac{1}{2}Y_i^2} dY = (2\pi)^{\frac{n}{2}}$$

پس :

$$\frac{1}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} \int_{\mathbb{R}^n} e^{\sum_{i=1}^n -\frac{1}{2}Y_i^2} dY = \frac{(2\pi)^{\frac{n}{2}}}{(2\pi)^{\frac{n}{2}}} = 1$$

(ب) (۱) داریم :

$$(X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu) = Y^T \Sigma^{-1} Y = \sum_{j=1}^n Y_j \sum_{i=1}^n Y_i a_{ij} =$$

$$\sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i a_{ij} + (Y_1)^2 a_{11} + Y_1 \sum_{i=2}^n Y_i a_{i1} + \sum_{j=2}^n Y_j Y_1 a_{1j}$$

که باتوجه به تقارن Σ^{-1} داریم $a_{ij} = a_{ji}$ پس داریم:

$$\begin{aligned} & \sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i a_{ij} + (Y_1)^2 a_{11} + Y_1 \sum_{i=2}^n Y_i a_{i1} + Y_1 \sum_{i=2}^n Y_i a_{i1} \\ &= a_{11} Y_1^2 + 2 \sum_{i=2}^n Y_i a_{i1} Y_1 + \sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i a_{ij} \end{aligned}$$

درنجه داریم :

$$\alpha = a_{11}$$

$$\beta = \sum_{i=2}^n Y_i a_{i1}$$

$$\gamma = \sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i a_{ij}$$

(۲) داریم :

$$\int_{-\infty}^{\infty} f_X(x) dx_1 =$$

اگر قرار دهیم $A = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} \Sigma^{1/2}}$ داریم:

$$A \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}\alpha Y_1^2 + 2\beta Y_1 + \gamma} dx_1 = A \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}(\alpha(Y_1^2 + \frac{\beta}{\alpha})^2 + \gamma - \frac{\beta^2}{\alpha})} dx_1$$

تمرین سری سه بخش اول-۲

$$\begin{aligned}
&= Ae^{-\frac{1}{2}(\gamma - \frac{\beta^2}{\alpha})} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}(\alpha(Y_1^2 + \frac{\beta}{\alpha})^2)} dx_1 = Ae^{-\frac{1}{2}(\gamma - \frac{\beta^2}{\alpha})} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}u^2} \frac{1}{\sqrt{\alpha}} du = Ae^{-\frac{1}{2}(\gamma - \frac{\beta^2}{\alpha})} \sqrt{2\pi} \frac{1}{\sqrt{\alpha}} \\
&= \frac{(2\pi)^{\frac{1}{2}}}{\sqrt{\alpha}(2\pi)^{n/2}\Sigma^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(\gamma - \frac{\beta^2}{\alpha})} = \frac{1}{\sqrt{\alpha}(2\pi)^{(n-1)/2}(\Sigma)^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(\gamma - \frac{\beta^2}{\alpha})}
\end{aligned}$$

(۳) ابتدا ماتریس B را نشان می‌دهم.

$$\begin{aligned}
B &= \tilde{A} - \frac{vv^T}{a_{11}} \\
\tilde{A} &= \begin{bmatrix} a_{22} & a_{23} & \dots & a_{2n} \\ a_{32} & a_{33} & \dots & a_{3n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n2} & a_{n3} & \dots & a_{nn} \end{bmatrix} \\
\frac{vv^T}{a_{11}} &= \begin{bmatrix} \frac{a_{12}a_{12}}{a_{11}} & \frac{a_{12}a_{13}}{a_{11}} & \dots & \frac{a_{12}a_{1n}}{a_{11}} \\ \frac{a_{13}a_{12}}{a_{11}} & \frac{a_{13}a_{13}}{a_{11}} & \dots & \frac{a_{13}a_{1n}}{a_{11}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \frac{a_{1n}a_{12}}{a_{11}} & \frac{a_{1n}a_{13}}{a_{11}} & \dots & \frac{a_{1n}a_{1n}}{a_{11}} \end{bmatrix} \\
B &= \begin{bmatrix} a_{22} - \frac{a_{12}a_{12}}{a_{11}} & a_{23} - \frac{a_{12}a_{13}}{a_{11}} & \dots & a_{2n} - \frac{a_{12}a_{1n}}{a_{11}} \\ a_{32} - \frac{a_{13}a_{12}}{a_{11}} & a_{33} - \frac{a_{13}a_{13}}{a_{11}} & \dots & a_{3n} - \frac{a_{13}a_{1n}}{a_{11}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ a_{n2} - \frac{a_{1n}a_{12}}{a_{11}} & a_{n3} - \frac{a_{1n}a_{13}}{a_{11}} & \dots & a_{nn} - \frac{a_{1n}a_{1n}}{a_{11}} \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

حال داریم :

$$\begin{aligned}
\tilde{Y}^T B \tilde{Y} &= \sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i B_{ij} = \sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i (a_{ij} - \frac{a_{1i}a_{1j}}{a_{11}}) = \sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i (a_{ij}) - \sum_{j=2}^n Y_j \sum_{i=2}^n Y_i (\frac{a_{1i}a_{1j}}{a_{11}}) \\
&= \gamma - \frac{1}{a_{11}} \sum_{j=2}^n Y_j a_{1j} \sum_{i=2}^n Y_i a_{1i} = \gamma - \frac{1}{a_{11}} (\sum_{i=2}^n Y_i a_{1i})^2 = \gamma - \frac{\beta^2}{\alpha}
\end{aligned}$$

(۴)

می‌دانیم عملیات سطری مقدماتی روی یک ماتریس دترمینان آن را عوض نمی‌کند پس با استفاده از a_{11} در Σ^{-1} ستون اول این ماتریس را صفر می‌کنیم. به وضوح سطر i ام باید با $-\frac{a_{i1}}{a_{11}}$ برابر سطر اول جمع شود تا درآیه اول آن صفر شود. که ماتریس به دست آمده به صورت زیر است

$$\Sigma^{-1'} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \dots & a_{1n} \\ 0 & a_{22} - \frac{a_{12}a_{12}}{a_{11}} & \dots & a_{2n} - \frac{a_{12}a_{1n}}{a_{11}} \\ 0 & a_{32} - \frac{a_{13}a_{12}}{a_{11}} & \dots & a_{3n} - \frac{a_{13}a_{1n}}{a_{11}} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & a_{n2} - \frac{a_{1n}a_{12}}{a_{11}} & \dots & a_{nn} - \frac{a_{1n}a_{1n}}{a_{11}} \end{bmatrix}$$

که اگر دقت کنیم به صورت زیر است

$$\Sigma^{-1'} = \begin{bmatrix} a_{11} & v^T \\ 0 & B \end{bmatrix}$$

پس داریم :

$$\det(\Sigma^{-1}) = \det \begin{bmatrix} a_{11} & v^T \\ 0 & B \end{bmatrix}$$

که همان خواسته سوال است.

(۵) داریم :

$$\Sigma \Sigma^{-1} = I$$

$$\begin{bmatrix} a_{11} & v^T \\ v & \tilde{A} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{11} & w^T \\ w & \tilde{\Sigma} \end{bmatrix} = I$$

پس داریم:

$$a_{11}\sigma_{11} + v^T w = 1 \Rightarrow w = (1 - a_{11}\sigma_{11})$$

$$a_{11}w^T + v^T \tilde{\Sigma} = 0 = (0, 0, 0, \dots, 0)_{1 \times (n-1)}$$

$$v\sigma_{11} + \tilde{A}w = 0 = (0, 0, 0, \dots, 0)_{1 \times (n-1)}^T$$

$$vw^T + \tilde{A}\tilde{\Sigma} = I_{(n-1) \times (n-1)}$$

می خواهیم نشان دهیم $B\tilde{\Sigma} = I$. داریم:

$$(\tilde{A} - \frac{vv^T}{a_{11}})\tilde{\Sigma} = \tilde{A}\tilde{\Sigma} - \frac{vv^T\tilde{\Sigma}}{a_{11}}$$

حالا با توجه به رابطه دوم میدانیم $v^T\tilde{\Sigma} = -a_{11}w^T$ آن را در عبارت بالا جایگزین میکنیم داریم:

$$\Rightarrow (\tilde{A} - \frac{vv^T}{a_{11}})\tilde{\Sigma} = \tilde{A}\tilde{\Sigma} - \frac{-a_{11}vw^T}{a_{11}} = \tilde{A}\tilde{\Sigma} + vw^T$$

تمرین سری سه بخش اول-۴

که همان عبارت چهارم و برابر با I است پس داریم:

$$\tilde{A}\tilde{\Sigma} + vw^T = B\tilde{\Sigma} = I$$

که ادعا ثابت میشود.

پ) (۱) اگر توزیع حاشیه ای نسبت به متغیر X_i را داشته باشیم میتوانیم امید ریاضی آن را محاسبه کنیم و اما با توجه به نتیجه ای که قسمت قبل گرفتیم توزیع حاشیه ای نسبت به دو متغیر X_i و X_j برابر است با:

$$\frac{1}{\sqrt{(2\pi)^2 \det(\tilde{\Sigma})}} \exp\left(-\frac{1}{2}(\tilde{X} - \tilde{\mu})^T \tilde{\Sigma}^{-1}(\tilde{X} - \tilde{\mu})\right)$$

$$\tilde{\Sigma} = \begin{bmatrix} \sigma_{ii} & \sigma_{ij} \\ \sigma_{ij} & \sigma_{jj} \end{bmatrix} \text{ و } \tilde{\mu} = (\mu_i, \mu_j) \text{ و } \tilde{X} = (X_i, X_j) \text{ که}$$

حال اگر نسبت به X_j از این تابع انتگرال بگیریم دوباره با توجه به قسمت قبل تابع توزیع حاشیه ای برای X_i را خواهیم داشت فقط به این نکته توجه کنیم که $\tilde{\Sigma} = \det(\tilde{\Sigma}) = \sigma_{ii}$ پس داریم:

$$f_{X_i}(x_i) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)\sigma_{ii}}} \exp\left(-\frac{(X_i - \mu_i)^2}{2\sigma_{ii}}\right)$$

که میدانیم تابع چگالی متغیر تصادفی نرمال با میانگین μ_i است پس:

$$E[X_i] = \mu_i$$

۲) طبق استدلال قسمت قبل و تابع چگالی بدست آمده به وضوح داریم:

$$\sigma_{ii} = \sigma_i^2 = \text{var}(X_i)$$

۳) طبق قسمت ۱ داریم:

$$f_{X_i, X_j}(x_i, x_j) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^2 \det(\Sigma)}} \exp\left(-\frac{1}{2}(X - \mu)^T \Sigma^{-1}(X - \mu)\right)$$

و از طرفی کافیسیت $E[X_i X_j]$ را محاسبه کنیم چون در گام های قبل $E[X_i]$ و $E[X_j]$ را محاسبه کردیم.

$$E[X_i X_j] = \int x_i x_j f_{X_i, X_j}(x_i, x_j) dx_i dx_j$$

که برای سادگی در نظر میگیریم:

$$A = \frac{1}{2\pi \sqrt{\det(\Sigma)}}$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_i^2 & \sigma_{ij} \\ \sigma_{ij} & \sigma_j^2 \end{bmatrix} \quad \Sigma^{-1} = \begin{bmatrix} a & b \\ c & d \end{bmatrix}$$

تمرین سری سه بخش اول-۵

$$\begin{aligned}
E[X_i X_j] &= A \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} x_i x_j \exp[a(x_i - \mu_i)^2 + c(x_j - \mu)^2 + (b + d)(x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j)] dx_i dx_j \\
&= A \int_{-\infty}^{\infty} x_j \exp[c(x_j - \mu)^2] \int_{-\infty}^{\infty} x_i \exp[a(x_i - \mu_i)^2 + (b + d)(x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j)] dx_i dx_j
\end{aligned}$$

ابتدا انتگرال زیر را محاسبه میکنیم:

$$\int_{-\infty}^{\infty} x_i \exp[a(x_i - \mu_i)^2 + (b + d)(x_i - \mu_i)(x_j - \mu_j)] dx_i$$

در نظر میگیریم $u = (x_i - \mu_i)$ و $s = (b + d)(x_j - \mu_j)$ داریم:

$$= \int_{-\infty}^{\infty} (u + \mu_i) \exp[au^2 + su] du = \int_{-\infty}^{\infty} (u + \mu_i) \exp[a(u + s/2a)^2 - s^2/4a] du$$

در نظر میگیریم $v = (u + s/2a)$ داریم:

$$\begin{aligned}
&= \int_{-\infty}^{\infty} (v - \frac{s}{2a} + \mu_i) \exp[av^2 - s^2/4a] dv \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} (v) \exp[av^2 - s^2/4a] dv + \int_{-\infty}^{\infty} (\mu_i - \frac{s}{2a}) \exp[av^2 - s^2/4a] dv
\end{aligned}$$

که از آنجایی که تابع $f(v) = (v) \exp[av^2 - s^2/4a]$ تابعی فرد است پس انتگرال آن روی بازه متقارن صفر و داریم:

$$= (\mu_i - \frac{s}{2a}) e^{-\frac{s^2}{4a}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{av^2} dv$$

اگر $a > 0$ انتگرال بالا واگراست پس با شرط $a < 0$ کار را ادامه میدهم داریم:

$$= (\mu_i - \frac{s}{2a}) e^{-\frac{s^2}{4a}} \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{-a}}$$

پس برای ادامه کار داریم:

$$E[X_i X_j] = \int_{-\infty}^{\infty} x_j \exp[c(x_j - \mu)^2] (\mu_i - \frac{s}{2a}) e^{-\frac{s^2}{4a}} \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{-a}} dx_j$$

$$\begin{aligned}
&= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\mu_i - \frac{(b+d)(x_j - \mu_j)}{2a} \right) x_j \exp \left[c(x_j - \mu)^2 - \frac{((b+d)(x_j - \mu_j))^2}{4a} \right] \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{-a}} dx_j \\
&= \int_{-\infty}^{\infty} \left(\mu_i - \frac{s}{2a} \right) x_j \exp \left[c \frac{s^2}{(b+d)^2} - \frac{s^2}{4a} \right] \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{-a}} \frac{ds}{(b+d)}
\end{aligned}$$

ت) ۱) از قسمت های قبل توزیع توام دو متغیر تصادفی نرمال را میدانیم. پس شروع به محاسبه کرده و داریم:

$$f_{Y|X}(y|x) = \frac{f_{X,Y}(x,y)}{f_X(x)} = \frac{\sqrt{(2\pi)}\sigma_x}{\sqrt{(2\pi)^2 \det(\Sigma)}} \exp \left[-\frac{1}{2} (A - \mu) \Sigma^{-1} (A - \mu)^T \right] \exp \left[\frac{(x - \mu_x)^2}{2(\sigma_x)^2} \right]$$

که $A = (X, Y)$ و $\mu = (\mu_x, \mu_y)$ و $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{xy} \\ \sigma_{xy} & \sigma_y^2 \end{bmatrix}$.

حالا داریم:

$$\begin{aligned}
\frac{\sqrt{(2\pi)}\sigma_x}{\sqrt{(2\pi)^2 \det(\Sigma)}} &= \frac{\sigma_x}{\sqrt{(2\pi)\sigma_x^2\sigma_y^2 - \sigma_{xy}^2}} = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)}\sqrt{\frac{\sigma_x^2\sigma_y^2 - \sigma_{xy}^2}{\sigma_x^2}}} = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)}\sigma_y\sqrt{\frac{\sigma_x^2\sigma_y^2 - \sigma_{xy}^2}{\sigma_x^2\sigma_y^2}}} \\
&= \frac{1}{\sqrt{(2\pi)}\sigma_y\sqrt{1 - \rho^2}}
\end{aligned}$$

حالا کافیت نشان دهیم عبارات داخل توان نیز باهم برابرند. داریم:

$$\begin{aligned}
&-\frac{1}{2} (A - \mu) \Sigma^{-1} (A - \mu)^T + \frac{(x - \mu_x)^2}{2(\sigma_x)^2} \\
&= -\frac{1}{2(\sigma_x^2\sigma_y^2 - \sigma_{xy}^2)} (x - \mu_x, y - \mu_y) \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & -\sigma_{xy} \\ -\sigma_{xy} & \sigma_x^2 \end{bmatrix} (x - \mu_x, y - \mu_y)^T + \frac{(x - \mu_x)^2}{2(\sigma_x)^2} \\
&= -\frac{1}{2(\sigma_x^2\sigma_y^2 - \sigma_{xy}^2)} [(x - \mu_x)\sigma_y^2 - (y - \mu_y)\sigma_{xy}, -(x - \mu_x)\sigma_{xy} + (y - \mu_y)\sigma_x^2] (x - \mu_x, y - \mu_y)^T + \frac{(x - \mu_x)^2}{2(\sigma_x)^2} \\
&= -\frac{(x - \mu_x)^2\sigma_y^2 - 2(x - \mu_x)(y - \mu_y)\sigma_{xy} + (y - \mu_y)^2\sigma_x^2}{2(\sigma_x^2\sigma_y^2 - \sigma_{xy}^2)} + \frac{(x - \mu_x)^2}{2(\sigma_x)^2} \\
&= -\frac{1}{2\sigma_y^2(1 - \rho^2)} (y - \mu_y - \rho\frac{\sigma_y}{\sigma_x}(x - \mu_x))^2
\end{aligned}$$

تمرین سری سه بخش اول-۷

در نتیجه دو عبارت با هم برابرند.

(۲)

برای محاسبه $E[Y|X = x]$ باید $\int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y|x) dy$ را محاسبه کنیم. داریم:

$$A = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}}$$

$$B = \frac{1}{2\sigma_y^2(1-\rho^2)}$$

$$C = \mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x}(x - \mu_x)$$

حالا باید عبارت زیر را محاسبه کنیم:

$$\begin{aligned} A \int_{-\infty}^{\infty} y e^{-B(y-C)^2} dy &= A \int_{-\infty}^{\infty} (u+C) e^{-B(u)^2} du = A \int_{-\infty}^{\infty} u e^{-B(u)^2} du + A \int_{-\infty}^{\infty} C e^{-B(u)^2} du \\ &= \frac{A e^{-B(u)^2}}{-2B} \Big|_{-\infty}^{+\infty} + AC \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-v^2}}{\sqrt{B}} dv = 0 + \frac{AC}{\sqrt{B}} \sqrt{\pi} \\ &= \frac{C(\sqrt{(2\sigma_y^2(1-\rho^2))})}{\sqrt{2\pi}\sigma_y\sqrt{1-\rho^2}} \sqrt{\pi} = C = \mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x}(x - \mu_x) \end{aligned}$$

برای محاسبه $var(Y|X = x)$ باید $\int_{-\infty}^{\infty} (y - \mu_y)^2 f_{Y|X}(y|x)$ را محاسبه کنیم. داریم:

$$\begin{aligned} \int_{-\infty}^{\infty} (y - \mu_y)^2 f_{Y|X}(y|x) &= \int_{-\infty}^{\infty} (y^2 - 2y\mu_y + \mu_y^2) f_{Y|X}(y|x) \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} y^2 f_{Y|X}(y|x) + 2\mu_y \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y|x) + \mu_y^2 \int_{-\infty}^{\infty} f_{Y|X}(y|x) \end{aligned}$$

از طرفی میدانیم $\int_{-\infty}^{\infty} f_{Y|X}(y|x) = 1$ و با توجه به محاسبات قسمت قبل داریم:

$$\cdot \int_{-\infty}^{\infty} y f_{Y|X}(y|x) = \mu_y + \rho \frac{\sigma_y}{\sigma_x}(x - \mu_x) = C$$

پس کافیت عبارت $\int_{-\infty}^{\infty} y^2 f_{Y|X}(y|x)$ را محاسبه کنیم. داریم:

$$\int_{-\infty}^{\infty} y^2 f_{Y|X}(y|x) = A \int_{-\infty}^{\infty} y^2 e^{-B(y-C)^2} dy = A \int_{-\infty}^{\infty} (u+C)^2 e^{-B(u)^2} du$$

تمرین سری سه بخش اول-۸

$$\begin{aligned}
&= A \int_{-\infty}^{\infty} u^2 e^{-B(u)^2} du + 2CA \int_{-\infty}^{\infty} u e^{-B(u)^2} du + C^2 A \int_{-\infty}^{\infty} e^{-B(u)^2} du \\
&= A \int_{-\infty}^{\infty} u^2 e^{-B(u)^2} du + 0 + \frac{\sqrt{\pi} C^2 A}{\sqrt{B}}
\end{aligned}$$

حالا به محاسبه عبارت $A \int_{-\infty}^{\infty} u^2 e^{-B(u)^2} du$ می پردازیم. داریم:

$$A \int_{-\infty}^{\infty} u \times u e^{-B(u)^2} du = A \left(u \frac{e^{-B(u)^2}}{-2B} \Big|_{-\infty}^{+\infty} - \frac{1}{-2B} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-Bu^2} \right) = 0 + \frac{A}{2B} \frac{\sqrt{\pi}}{\sqrt{B}} = \frac{A\sqrt{\pi}}{2\sqrt{B^3}}$$

پس داریم:

$$\int_{-\infty}^{\infty} y^2 f_{Y|X}(y|x) = \frac{A\sqrt{\pi}}{2\sqrt{B^3}} + \frac{\sqrt{\pi} C^2 A}{\sqrt{B}}$$

و در نتیجه داریم:

$$var(Y|X=x) = \frac{A\sqrt{\pi}}{2\sqrt{B^3}} + \frac{\sqrt{\pi} C^2 A}{\sqrt{B}} + \mu_y^2 + 2\mu_y C$$

می دانیم $A = \sqrt{B}$ پس داریم:

$$var(Y|X=x) = \frac{\sqrt{\pi}}{2B} + \sqrt{\pi} C^2 + \mu_y^2 + 2\mu_y C = \frac{1}{2B} = \sigma_y^2(1 - \rho^2)$$

که اثبات کامل میشود. همچنین از روی تابع توزیع و تطبیق آن با توزیع نرمال نیز میتوان مستقیم این نتیجه را گرفت. (۳)

(ث) (۱)

$$M_X(t) = E[e^{t^T X}] = \int_{\mathbb{R}^n} f_X(x) e^{t^T X} dX$$

که با توجه به تعریف $F_X(x)$ داریم:

$$\begin{aligned}
M_X(t) &= \int_{\mathbb{R}^n} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} e^{-\frac{1}{2}(X-\mu)^T \Sigma^{-1}(X-\mu)} e^{t^T X} dX \\
&= \int_{\mathbb{R}^n} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} e^{t^T X - \frac{1}{2}(X-\mu)^T \Sigma^{-1}(X-\mu)} dX
\end{aligned}$$

که همان خواسته سوال است.

(۲)

$$\begin{aligned}
-\frac{1}{2}(X - \mu - \Sigma t)^T \Sigma^{-1} (X - \mu - \Sigma t) &= -\frac{1}{2}((X - \mu)^T \Sigma^{-1} - t^T \Sigma^T \Sigma^{-1})(X - \mu - \Sigma t) \\
&= -\frac{1}{2}((X - \mu)^T \Sigma^{-1} - t^T)((X - \mu) - \Sigma t) \\
&= -\frac{1}{2}((X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu) - t^T (X - \mu) - (X - \mu)^T t + t^T \Sigma t) \\
&= -\frac{1}{2}(X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu) + t^T (X - \mu) - \frac{1}{2} t^T \Sigma t
\end{aligned}$$

(۳) می‌خواهیم انتگرال زیر را محاسبه کنیم:

$$\int_{\mathbb{R}^n} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} e^{t^T X - \frac{1}{2}(X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu)} dX$$

با توجه به رابطه بالا داریم:

$$\begin{aligned}
&-\frac{1}{2}(X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu) + t^T (X - \mu) - \frac{1}{2} t^T \Sigma t + \left(\frac{1}{2} t^T \Sigma t + t^T \mu\right) \\
&= -\frac{1}{2} Y^T \Sigma^{-1} Y + \left(\frac{1}{2} t^T \Sigma t + t^T \mu\right) = t^T X - \frac{1}{2} (X - \mu)^T \Sigma^{-1} (X - \mu)
\end{aligned}$$

حالا با تغییر متغیر $Y = X - \mu - \Sigma t$ داریم:

$$D(Y) = I \quad J(D(Y)) = \det(I) = 1$$

$$\begin{aligned}
&\int_{\mathbb{R}^n} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} e^{-\frac{1}{2} Y^T \Sigma^{-1} Y + (\frac{1}{2} t^T \Sigma t + t^T \mu)} dY \\
&= e^{(\frac{1}{2} t^T \Sigma t + t^T \mu)} \int_{\mathbb{R}^n} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} e^{-\frac{1}{2} Y^T \Sigma^{-1} Y} dY
\end{aligned}$$

و از طرفی میدانیم:

$$\int_{\mathbb{R}^n} \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^n \det(\Sigma)}} e^{-\frac{1}{2} Y^T \Sigma^{-1} Y} dY = 1$$

پس:

$$M_X(t) = \exp\left[\frac{1}{2} t^T \Sigma t + t^T \mu\right]$$

ج) تابع مولد گشتاور را برای متغیر تصادفی Y محاسبه میکنیم. داریم:

$$M_Y(t) = E[e^{t^T Y}] = E[e^{t^T (c + BX)}] = e^{t^T c} E[e^{t^T BX}]$$

حالا تغییر متغیر $t' = t^T B$ را در نظر میگیریم و چون X متغیر تصادفی نرمال با پارامترهای μ و Σ است داریم:

$$E[e^{t' X}] = e^{\frac{1}{2} t' \Sigma t' + t' \mu} = e^{\frac{1}{2} t^T B \Sigma B^T t + t^T B \mu}$$

پس داریم:

$$M_Y(t) = e^{t^T c} e^{\frac{1}{2} t^T B \Sigma B^T t + t^T B \mu} = e^{\frac{1}{2} t^T B \Sigma B^T t + t^T (c + B \mu)}$$

فرض کنیم $A = B \Sigma B^T$ آنگاه داریم:

$$t^T A t = t^T B \Sigma B^T t$$

پس داریم:

$$M_Y(t) = e^{\frac{1}{2} t^T A t + t^T (c + B \mu)}$$

که از روی تعریف تابع مولد گشتاور برای توزیع نرمال داریم:

$$Y \sim \mathcal{N}(c + B \mu, A) \Rightarrow Y \sim \mathcal{N}(c + B \mu, B \Sigma B^T)$$