

تعیین توزیع تابعی از متغیر تصادفی -آمار و احتمالات مهندسی-

مدرس: مشکانی فراهانی

دانشگاه صنعتی امیرکبیر

۴ آذر ۱۳۹۹

● فرض کنید X یک متغیر تصادفی با تکیه‌گاه R_X و تابع چگالی احتمال معین $f_X(x)$ باشد.

● تابع $Y = g(X)$ متغیر تصادفی جدیدی با تکیه‌گاه R_Y است که تابع چگالی آن یعنی $f_Y(y)$ مشخص نیست.

● **هدف این بخش** تعیین چگالی متغیر جدید Y یعنی $f_Y(y)$ با استفاده از تابع چگالی $f_X(x)$ است.

متغیرهای تصادفی گسسته

تعیین تابع چگالی $g(X)$ تک متغیره

اگر X گسسته با تابع جرم احتمال $P(X = x)$ باشد، برای به دست آوردن تابع چگالی $Y = g(X)$ که یک تبدیل یک به یک بین مقادیر X و Y است، داریم:

$$\begin{aligned}f_Y(y) &= P(Y = y) \\&= P(g(X) = y) \\&= P(X = g^{-1}(y)) \\&= f_X(g^{-1}(y))\end{aligned}$$

مثال ۱

فرض کنید جدول توزیع احتمال متغیر تصادفی X به صورت زیر باشد. مطلوب است توزیع $Y = 2X$.

$X = x_i$	-۱	۰	۱
$P(X = x_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

راه حل:

$$R_Y = \{-2, 0, +2\}$$

$$Y = 2X \Rightarrow X = g^{-1}(Y) = \frac{Y}{2}$$

$$P(Y = -2) = P(2X = -2) = P\left(X = \frac{-2}{2}\right) = \frac{1}{4}$$

$$P(Y = 0) = P(2X = 0) = P\left(X = \frac{0}{2}\right) = \frac{1}{2}$$

$$P(Y = +2) = P(2X = +2) = P\left(X = \frac{+2}{2}\right) = \frac{1}{4}$$

$Y = y_i$	-۲	۰	۲
$P(Y = y_i)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{4}$

مثال ۲

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی زیر باشد. مطلوب است تعیین توزیع $Y = 2X + 1$.

$$f(x) = \binom{n}{x} \left(\frac{1}{2}\right)^n, \quad x = 0, 1, \dots, n.$$

راه حل:

$$R_Y = \{1, 3, 5, \dots, 2n + 1\}$$

$$Y = 2X + 1 \quad \Rightarrow \quad X = g^{-1}(Y) = \frac{Y - 1}{2}$$

$$P(Y = y) = \binom{n}{\frac{y-1}{2}} \left(\frac{1}{2}\right)^n, \quad y = 1, 3, \dots, 2n + 1$$

مثال ۳

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی زیر باشد. مطلوب است تعیین توزیع $Y = X^2$.

$$f(x) = \left(\frac{3}{4}\right) \left(\frac{1}{4}\right)^{x-1}, \quad x = 1, 2, 3, \dots$$

راه حل:

$$R_Y = \{1, 4, 9, \dots\}$$

$$Y = X^2 \quad \Rightarrow \quad X = g^{-1}(Y) = \sqrt{Y}$$

$$P(Y = y) = \left(\frac{3}{4}\right) \left(\frac{1}{4}\right)^{\sqrt{y}-1}, \quad y = 1, 4, \dots$$

تعیین تابع چگالی $g(X, Y)$ دو متغیره

فرض کنید (X, Y) دو متغیر تصادفی با تابع احتمال توأم $P(X = x, Y = y)$ باشند.

اگر $U = g_1(X, Y)$ باشد، تابع $V = g_2(X, Y)$ را طوری انتخاب می‌کنیم که معکوس آن‌ها یعنی $X = g_1^{-1}(U, V)$ و $Y = g_2^{-1}(U, V)$ به طور منحصر به فرد وجود داشته باشد.

تابع احتمال توأم (U, V) عبارت است از:

$$f_{U,V}(u, v) = P(U = u, V = v) = P(X = g_1^{-1}(u, v), Y = g_2^{-1}(u, v))$$

در نتیجه تابع احتمال حاشیه‌ای متغیر تصادفی U را به صورت زیر به دست می‌آوریم:

$$f_U(u) = P(U = u) = \sum_{R_V} P(U = u, V = v)$$

دو نکته

- تبدیل $V = g_2(X, Y)$ را طوری انتخاب می‌کنیم که $U = g_1(X, Y)$ و $V = g_2(X, Y)$ یک تبدیل یک به یک بین نقاط $R_{X,Y}$ و $R_{U,V}$ باشد. چون تبدیل یک به یک است، پس توابع یکتای وارون وجود دارند.
- توجه داشته باشد که انتخاب تابع $V = g_2(X, Y)$ برای تشکیل یک تبدیل یک به یک **یکتا نیست**.

مثال ۴

اگر تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی X_1 و X_2 به صورت زیر باشد، تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی مقابل را به دست آورید: $Y_1 = X_1 - X_2$ $Y_2 = X_1 + X_2$

$$f(x_1, x_2) = \left(\frac{2}{3}\right)^{x_1+x_2} \left(\frac{1}{3}\right)^{2-x_1-x_2}, \quad (x_1, x_2) \in \{(0, 0) (1, 0) (0, 1) (1, 1)\}$$

راه حل:

$$\begin{cases} Y_1 = X_1 - X_2 \\ Y_2 = X_1 + X_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} X_1 = \frac{Y_1+Y_2}{2} \\ X_2 = \frac{Y_2-Y_1}{2} \end{cases}$$

$$f(y_1, y_2) = \left(\frac{2}{3}\right)^{y_2} \left(\frac{1}{3}\right)^{2-y_2}, \quad (y_1, y_2) \in \{(0, 0) (1, 1) (-1, 1) (0, 2)\}$$

مثال ۵

فرض کنید X_1 و X_2 متغیرهای تصادفی گسسته با تابع احتمال توأم زیر باشند. تابع احتمال $Y = X_1 X_2$ را به دست آورید.

$$f(x_1, x_2) = \frac{x_1 x_2}{18}, \quad x_1 = 1, 2 \quad x_2 = 1, 2, 3$$

راه حل:

$$\begin{cases} Y_1 = X_1 X_2 \\ Y_2 = X_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} X_1 = \frac{Y_1}{Y_2} \\ X_2 = Y_2 \end{cases}$$

$$f(y_1, y_2) = \frac{1}{18} \times \frac{y_1}{y_2} \times y_2 = \frac{y_1}{18}, \quad (y_1, y_2) \in \{(1, 1) (2, 2) (3, 3) (2, 1) (4, 2) (6, 3)\}$$

$$P(Y_1 = 1) = \frac{1}{18}$$

$$P(Y_1 = 2) = \frac{2}{18} + \frac{2}{18} = \frac{4}{18}$$

$$P(Y_1 = 3) = \frac{3}{18}$$

$$P(Y_1 = 4) = \frac{4}{18}$$

$$P(Y_1 = 6) = \frac{6}{18}$$

$Y_1 = y_1$	1	2	3	4	6
$P(Y_1 = y_1)$	$\frac{1}{18}$	$\frac{4}{18}$	$\frac{3}{18}$	$\frac{4}{18}$	$\frac{6}{18}$

مثال ۶

فرض کنید X_1 و X_2 متغیرهای تصادفی گسسته با تابع احتمال توأم زیر باشد. تابع جرم احتمال $Y = \min(X_1, X_2)$ را تعیین کنید.

$X_1 \downarrow, X_2 \rightarrow$	۰	۱	۲	۳
-۱	۰/۱	۰/۱۵	۰/۰۵	۰/۲
۱	۰/۱	۰/۱۵	۰/۲	۰/۰۵

راه حل:

$$R_Y = \{-1, 0, +1\}$$

$$P(Y = -1) = P\{(-1, 0), (-1, 1), (-1, 2), (-1, 3)\} = 0/1 + 0/15 + 0/05 + 0/2 = 0/5$$

$$P(Y = 0) = P\{(1, 0)\} = 0/1$$

$$P(Y = +1) = P\{(1, 1), (1, 2), (1, 3)\} = 0/15 + 0/2 + 0/05 = 0/4$$

$Y = y$	-۱	۰	۱
$P(Y = y)$	۰/۵	۰/۱	۰/۴

مثال ۷

اگر تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی X_1 و X_2 به صورت زیر باشد، تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X_1 + X_2$ را به دست آورید.

$$f(x_1, x_2) = \frac{n!}{x_1! x_2! (n - x_1 - x_2)!} p_1^{x_1} p_2^{x_2} (1 - p_1 - p_2)^{n - x_1 - x_2}, \quad x_1, x_2 = 0, 1, \dots, n, \quad 0 \leq x_1 + x_2 \leq n$$

راه حل:

$$\begin{cases} Y_1 = X_1 + X_2 \\ Y_2 = X_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} X_1 = Y_1 - Y_2 \\ X_2 = Y_2 \end{cases}$$

$$f(y_1, y_2) = \frac{n!}{(y_1 - y_2)! y_2! (n - y_1)!} p_1^{y_1 - y_2} p_2^{y_2} (1 - p_1 - p_2)^{n - y_1}, \quad y_1 = 0, 1, \dots, n \quad y_2 = 0, 1, \dots, y_1$$

$$\begin{aligned} f(y_1) &= \sum_{y_2=0}^{y_1} f(y_1, y_2) = \frac{n!}{y_1! (n - y_1)!} (1 - p_1 - p_2)^{n - y_1} \sum_{y_2=0}^{y_1} \frac{y_1!}{(y_1 - y_2)! y_2!} p_1^{y_1 - y_2} p_2^{y_2} \\ &= \binom{n}{y_1} (1 - p_1 - p_2)^{n - y_1} \sum_{y_2=0}^{y_1} \binom{y_1}{y_2} p_1^{y_1 - y_2} p_2^{y_2} \\ &= \binom{n}{y_1} (1 - (p_1 + p_2))^{n - y_1} (p_1 + p_2)^{y_1} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow Y_1 = X_1 + X_2 \sim \text{Bin}(n, p_1 + p_2)$$

بسط دوجمله‌ای

$$(x + y)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k y^{n-k}$$

مثال ۸

اگر تابع احتمال توأم متغیرهای تصادفی X_1 و X_2 به صورت زیر باشد، تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X_1 + X_2$ را به دست آورید.

$$f(x_1, x_2) = \frac{\lambda_1^{x_1} \lambda_2^{x_2}}{x_1! x_2!} e^{-\lambda_1 - \lambda_2}, \quad x_1, x_2 = 0, 1, 2, \dots, \quad \lambda_1, \lambda_2 > 0$$

راه حل:

$$\begin{cases} Y_1 = X_1 + X_2 \\ Y_2 = X_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} X_1 = Y_1 - Y_2 \\ X_2 = Y_2 \end{cases}$$

$$f(y_1, y_2) = \frac{\lambda_1^{y_1 - y_2} \lambda_2^{y_2}}{(y_1 - y_2)! y_2!} e^{-\lambda_1 - \lambda_2}, \quad y_1 = 0, 1, 2, \dots \quad y_2 = 0, 1, \dots, y_1$$

$$f(y_1) = \sum_{y_2=0}^{y_1} f(y_1, y_2) = \frac{e^{-\lambda_1 - \lambda_2}}{y_1!} \sum_{y_2=0}^{y_1} \frac{y_1!}{(y_1 - y_2)! y_2!} \lambda_1^{y_1 - y_2} \lambda_2^{y_2} = \frac{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)}}{y_1!} (\lambda_1 + \lambda_2)^{y_1}$$

$$\Rightarrow Y_1 = X_1 + X_2 \sim P(\lambda_1 + \lambda_2)$$

متغیرهای تصادفی پیوسته

تعیین تابع چگالی $g(X)$ تک متغیره - روش اول

اگر X پیوسته باشد، برای به دست آوردن توزیع $Y = g(X)$ می‌توان از دو روش استفاده کرد.

روش تابع توزیع تجمعی

در این روش ابتدا تابع توزیع تجمعی Y را به دست می‌آوریم سپس از آن مشتق می‌گیریم:

$$\begin{aligned}F_Y(y) &= P(Y \leq y) \\&= P(g(X) \leq y) \\&= P(X \leq g^{-1}(y)) \\&= F_X(g^{-1}(y)) \\&\Rightarrow f_Y(y) = F'_Y(y)\end{aligned}$$

مثال ۹

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی زیر باشد. مطلوب است تعیین توزیع $Y = -\ln(X)$

$$f(x) = 2x, \quad 0 < x < 1$$

راه حل:

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(-\ln(X) \leq y) \\ &= P(\ln(X) \geq -y) = P(X \geq e^{-y}) \\ &= \int_{e^{-y}}^1 2x dx = x^2 \Big|_{e^{-y}}^1 = 1 - e^{-2y} \end{aligned}$$

$$\Rightarrow f(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = 2e^{-2y} \quad y > 0$$

$$\Rightarrow -\ln(X) \sim \text{Exp}(\beta = \frac{1}{2})$$

تعیین تابع چگالی $g(X)$ تک متغیره - روش دوم

روش تغییر متغیر (روش تبدیل)
اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته باشد،

$Y = g(X)$ تابعی یکنوای اکید و مشتق پذیر روی R_X باشد،

آن گاه تابع چگالی $Y = g(X)$ عبارت است از:

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right|$$

مثال ۱۰

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی زیر باشد. مطلوب است تعیین توزیع $Y = e^{-X}$

$$f(x) = 2x, \quad 0 < x < 1$$

راه حل:

$$y = e^{-x} \quad \Rightarrow \quad x = -\ln y \quad \Rightarrow \quad \frac{d}{dy}(-\ln y) = \frac{-1}{y}$$

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right| \\ &= 2 \times -\ln y \times \left| \frac{-1}{y} \right| = \frac{-2 \ln y}{y}, \quad e^{-1} < y < 1 \end{aligned}$$

مثال ۱۱

فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع چگالی زیر باشد. مطلوب است تعیین توزیع $Y = -\ln X$

$$f(x) = \alpha x^{\alpha-1}, \quad 0 < x < 1$$

راه حل:

$$y = -\ln x \quad \Rightarrow \quad x = e^{-y} \quad \Rightarrow \quad \frac{d}{dy} e^{-y} = -e^{-y}$$

$$\begin{aligned} f_Y(y) &= f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right| \\ &= \alpha (e^{-y})^{\alpha-1} \times |-e^{-y}| = \alpha e^{-\alpha y}, \quad y > 0 \\ &\Rightarrow \quad -\ln X \sim \text{Exp}(\beta = \frac{1}{\alpha}) \end{aligned}$$

مثال ۱۲

سرعت مولکولی در گاز یکنواختی در حالت تعادل متغیر تصادفی V است که توزیع احتمال آن به صورت زیر است که در آن k عددی ثابت و b به دمای مطلق و m جرم مولکولی بستگی دارد. توزیع احتمال انرژی جنبشی مولکول W را پیدا کنید به طوری که $W = \frac{mV^2}{2}$.

$$f(v) = kv^2 e^{-bv^2}, \quad v > 0.$$

راه حل:

$$w = \frac{mv^2}{2} \Rightarrow v = \sqrt{\frac{2w}{m}} \Rightarrow \frac{d}{dw} \sqrt{\frac{2w}{m}} = \frac{1}{\sqrt{2mw}}$$

$$f(w) = k \times \frac{2w}{m} \times e^{-b \frac{2w}{m}} \times \frac{1}{\sqrt{2mw}} = \frac{k\sqrt{2}}{m^{3/2}} w^{\frac{1}{2}-1} \exp\left\{\frac{-w}{\frac{m}{2b}}\right\}, \quad w > 0.$$

تعیین تابع چگالی $g(X_1, X_2)$ دو متغیره

فرض کنید X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی با تابع چگالی توأم $f(x_1, x_2)$ باشند.

اگر $U = g_1(X_1, X_2)$ و $V = g_2(X_1, X_2)$ یک تبدیل یک به یک از R_X به $A \subseteq \mathbb{R}^2$ باشد،

آن گاه توابع یکتای وارون g_1 و g_2 وجود دارند و $x_1 = g_1^{-1}(u, v)$ و $x_2 = g_2^{-1}(u, v)$ برقرار است.

فرض کنید $\frac{\partial x_i}{\partial u}$ و $\frac{\partial x_i}{\partial v}$ وجود داشته و روی A پیوسته باشند و مقدار دترمینان J روی A مساوی صفر نباشد.

در این صورت تابع چگالی توأم بردار تصادفی (\mathbf{u}, \mathbf{v}) عبارت است از:

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial u} & \frac{\partial x_1}{\partial v} \\ \frac{\partial x_2}{\partial u} & \frac{\partial x_2}{\partial v} \end{vmatrix} \quad * f(u, v) = |J| f_{X_1, X_2} (g_1^{-1}(u, v), g_2^{-1}(u, v))$$

مثال ۱۳ - الف

فرض کنید X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی مستقل از هم با تابع چگالی یکسان $f(x) = e^{-x}$, $x > 0$ هستند. اگر $Y_1 = X_1 + X_2$ و $Y_2 = X_1 - X_2$ باشند. الف- تابع چگالی توأم بردار تصادفی (Y_1, Y_2) را به دست آورید.

راه حل:

$$f(x_1, x_2) = f(x_1) f(x_2) = e^{-x_1} e^{-x_2} = e^{-(x_1+x_2)}, \quad x_1, x_2 > 0.$$

$$f(y_1, y_2) = |J| f(g_1^{-1}(y_1, y_2), g_2^{-1}(y_1, y_2)) = \frac{1}{2} \times e^{-y_1}, \quad |y_2| < y_1$$

$$\begin{cases} Y_1 = X_1 + X_2 \\ Y_2 = X_1 - X_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} X_1 = \frac{Y_1+Y_2}{2} \\ X_2 = \frac{Y_1-Y_2}{2} \end{cases} \Rightarrow J = \begin{vmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{vmatrix} = -\frac{1}{2}$$

مثال ۱۳ - ب

ب- تابع چگالی حاشیه‌ای Y_1 و Y_2 را به دست آورید.

راه حل:

$$f(y_1) = \int_{-y_1}^{+y_1} \frac{1}{2} e^{-y_1} dy_2 = y_1 e^{-y_1}, \quad 0 < y_1 < \infty$$

$$f(y_2) = \int_{|y_2|}^{\infty} \frac{1}{2} e^{-y_1} dy_1 = \frac{1}{2} e^{-|y_2|}, \quad -\infty < y_2 < \infty$$

مثال ۱۴ - الف

فرض کنید X_1 و X_2 دو متغیر تصادفی با تابع چگالی توأم $0 < x_1, x_2 < 1$ $f(x_1, x_2) = 4x_1x_2$ هستند.

الف- تابع چگالی توأم $U = X_1^2$ و $V = X_1X_2$ را به دست آورید.

راه حل:

$$\begin{cases} U = X_1^2 \\ V = X_1X_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} X_1 = \sqrt{U} \\ X_2 = \frac{V}{\sqrt{U}} \end{cases} \Rightarrow J = \begin{vmatrix} \frac{1}{2\sqrt{u}} & 0 \\ \frac{-v}{2u^{\frac{3}{2}}} & \frac{1}{\sqrt{u}} \end{vmatrix} = \frac{1}{2u}$$

$$f(u, v) = |J|f(g_1^{-1}(u, v), g_2^{-1}(u, v)) = \frac{1}{2u} \times 4\sqrt{u} \frac{v}{\sqrt{u}} = \frac{2v}{u}, \quad 0 < v < \sqrt{u} < 1$$

مثال ۱۴ - ب

ب- تابع چگالی حاشیه‌ای v را به دست آورید.

راه حل:

$$\begin{aligned} f(v) &= \int_{v^2}^1 \frac{2v}{u} du \\ &= 2v \ln u \Big|_{v^2}^1 \\ &= -2v \ln v, \quad 0 < v < 1 \end{aligned}$$

مثال ۱۵

فرض کنید تابع چگالی توأم بردار تصادفی (X_1, X_2) به صورت زیر باشد و $P(X_2 \neq 0) = 1$ توزیع $\frac{X_1}{X_2}$ را به دست آورید.

$$f(x_1, x_2) = \frac{1}{2\pi} e^{\frac{-1}{2}(x_1^2 + x_2^2)}, \quad x_1, x_2 \in \mathbb{R}$$

راه حل:

$$\begin{cases} u = \frac{x_1}{x_2} \\ v = x_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} x_1 = uv \\ x_2 = v \end{cases} \Rightarrow J = \begin{vmatrix} v & u \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = v$$

$$f(u, v) = |v| \times \frac{1}{2\pi} e^{\frac{-1}{2}(u^2 v^2 + v^2)} = \frac{|v|}{2\pi} e^{\frac{-v^2}{2}(u^2 + 1)}, \quad u, v \in \mathbb{R}$$

$$\begin{aligned} f(u) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{|v|}{2\pi} e^{\frac{-v^2}{2}(u^2 + 1)} dv = \int_{-\infty}^0 \frac{-v}{2\pi} e^{\frac{-v^2}{2}(u^2 + 1)} dv + \int_0^{+\infty} \frac{v}{2\pi} e^{\frac{-v^2}{2}(u^2 + 1)} dv \\ &= \frac{1}{2\pi} \times \left[\frac{1}{u^2 + 1} + \frac{1}{u^2 + 1} \right] = \frac{1}{\pi(u^2 + 1)}, \quad u \in \mathbb{R} \end{aligned}$$