

### 6.4.3 標準常態隨機變數的機率值之計算

對於標準常態隨機變數  $Z \sim N(0, 1)$ , 給定  $a > 0$ , 我們可以透過查表計算  $\Phi(a) = P(Z \leq a)$  的機率值。以下常態分配的對稱性質可以幫助我們查表:

1.  $P(Z \leq 0) = P(Z \geq 0) = 0.5$
2.  $P(Z \leq -a) = P(Z \geq a)$
3.  $P(-a \leq Z \leq 0) = P(0 \leq Z \leq a)$

**例 11.** 給定  $X \sim N(5, 64)$ , 試求機率值  $P(X \geq 17)$ 。

根據定義 44, 若  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ , 則

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1).$$

因此,

$$\begin{aligned} P(X \geq 17) &= P(X - 5 \geq 12) \\ &= P\left(\frac{X - 5}{8} \geq 1.5\right) \\ &= P(Z \geq 1.5) \\ &= P(Z \geq 0) - P(0 \leq Z \leq 1.5) \\ &= 0.5 - 0.4332 = 0.0668 \end{aligned}$$

## 6.5 二元常態分配

若  $X, Y$  為兩隨機變數, 且其聯合機率密度函數為

$$f(x, y) = \frac{1}{2\pi\sigma_X\sigma_Y\sqrt{1-\rho^2}} e^{-\frac{W}{2}},$$

其中

$$W = \frac{1}{1-\rho^2} \left[ \left( \frac{x - \mu_X}{\sigma_X} \right)^2 - 2\rho \left( \frac{x - \mu_X}{\sigma_X} \right) \left( \frac{y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right) + \left( \frac{y - \mu_Y}{\sigma_Y} \right)^2 \right],$$

我們稱  $(X, Y)$  為二元常態隨機變數 (bivariate normal random variables) 並以

$$(X, Y) \sim BVN(\mu_X, \mu_Y, \sigma_X, \sigma_Y, \sigma_{XY})$$

表示之。

最後, 我們介紹一個與二元常態分配有關的重要性質, 證明已超出本書範圍, 故省略之。

**性質 42.** 若  $X, Y$  為二元常態隨機變數, 則  $X, Y$  為獨立的充分且必要條件為

$$\text{Cov}(X, Y) = 0.$$

亦即, 一般而言,  $X, Y$  獨立隱含  $X, Y$  零相關, 反之卻不然。然而, 若  $X, Y$  為二元常態隨機變數, 則  $X, Y$  零相關隱含  $X, Y$  獨立。

## 6.6 附錄

### 6.6.1 證明 $W \sim \text{exp}(1), E(W) = \text{Var}(W) = 1$

若  $W \sim \text{exp}(1)$ , 則  $f(w) = e^{-w}$ .

根據分部積分 (integration by parts):  $\int u dv = uv - \int v du$ , 令  $v = -e^{-w}$ ,  $u = w$ , 則  $dv = -e^{-w}(-1) = e^{-w}$ 。

$$\begin{aligned} E(W) &= \int_0^{\infty} w e^{-w} dw \\ &= w(-e^{-w}) \Big|_0^{\infty} - \int_0^{\infty} -e^{-w} dw \\ &= (0 - 0) - e^{-w} \Big|_0^{\infty} = 0 - (0 - 1) = 1 \end{aligned}$$

令  $v = -e^{-w}$ ,  $u = w^2$ .

$$\begin{aligned} E(W^2) &= \int_0^{\infty} w^2 e^{-w} dw \\ &= w^2(-e^{-w}) \Big|_0^{\infty} - \int_0^{\infty} -e^{-w} 2w dw \\ &= (0 - 0) + 2 \int_0^{\infty} w e^{-w} dw \\ &= 2E(W) \end{aligned}$$