

บทที่ 2

ทฤษฎีและการแจกแจงที่เกี่ยวข้อง

2.1 กล่าวนำ

ในการศึกษาการแจกแจงหางยาวซึ่งประกอบไปด้วยการแจกแจงลอกนอร์มอล การแจกแจงโคชี และการแจกแจงลาปลาซ โดยที่แต่ละการแจกแจงนั้นมีลักษณะและความสัมพันธ์กับการแจกแจงชนิดต่างๆที่รู้จักกันเป็นอย่างดี เช่น การแจกแจงลอกนอร์มอลมีความสัมพันธ์กับการแจกแจงปกติ การแจกแจงโคชีมีความสัมพันธ์กับการแจกแจงปกติและการแจกแจงที่ ส่วนการแจกแจงลาปลาซมีความสัมพันธ์กับการแจกแจงเอฟและการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล ซึ่งความสัมพันธ์ดังกล่าวจะทำให้ทราบถึงลักษณะและที่มาของการแจกแจงหางยาวที่ทำการศึกษาคิดยิ่งขึ้น ดังนั้นในบทนี้จึงได้นำเสนอการแจกแจงที่มีความสัมพันธ์กับการแจกแจงหางยาวที่ทำการศึกษา

2.2 ความสัมพันธ์ระหว่างการแจกแจงโคชีและการแจกแจงที่

การแจกแจงโคชี : $C(a, b)$ โดยที่ $a=0$ และ $b=1$ เป็นกรณีพิเศษของการแจกแจงที่ ซึ่งมีองศาอิสระเท่ากับ 1

สมมติว่า X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงที่ด้วยองศาอิสระเท่ากับหนึ่ง

$$\text{ดังนั้น } f(x) = \frac{1}{B\left(\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)} (1+x^2)^{-1}$$

$$\text{เนื่องจาก } B(\alpha, \beta) = \frac{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)}{\Gamma(\alpha+\beta)}$$

$$\text{และ } \Gamma(\alpha) = (\alpha-1)!$$

$$\begin{aligned}
 \text{ดังนั้น } f(x) &= \frac{\Gamma(1)}{\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)}(1+x^2)^{-1} \\
 &= \frac{1}{\left(\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\right)^2(1+x^2)} \\
 &= \frac{1}{\pi(1+x^2)}
 \end{aligned}$$

ซึ่งเป็นฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงโคชี: $C(a, b)$ โดยที่ $a=0$ และ $b=1$

$$\text{เนื่องจาก } \Gamma(\alpha) = 2 \int_0^{\infty} x^{2\alpha-1} e^{-x^2} dx$$

$$\begin{aligned}
 \text{ดังนั้น } \Gamma\left(\frac{1}{2}\right) &= 2 \int_0^{\infty} x^{\left(\frac{1}{2}\right)-1} e^{-x^2} dx \\
 &= 2 \int_0^{\infty} e^{-x^2} dx
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{ดังนั้น } \left(\Gamma\left(\frac{1}{2}\right)\right)^2 &= \left(2 \int_0^{\infty} e^{-x^2} dx\right) \times \left(2 \int_0^{\infty} e^{-y^2} dy\right) \\
 &= 4 \int_0^{\infty} \int_0^{\infty} e^{-(x^2+y^2)} dx dy
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{ให้ } x &= r \cos \theta \\
 y &= r \sin \theta
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 J &= \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial r} & \frac{\partial x}{\partial \theta} \\ \frac{\partial y}{\partial r} & \frac{\partial y}{\partial \theta} \end{vmatrix} \\
 &= \begin{vmatrix} \cos \theta & -r \sin \theta \\ \sin \theta & r \cos \theta \end{vmatrix} = r \\
 \left(\Gamma\left(\frac{1}{2}\right) \right)^2 &= 4 \int_0^{\frac{\pi}{2}} \int_0^{\infty} r e^{-r^2} dr d\theta \\
 &= \frac{4}{2} \int_0^{\frac{\pi}{2}} \int_0^{\infty} e^{-r^2} d(r^2) d\theta \\
 &= -2 \int_0^{\frac{\pi}{2}} \left(e^{-r^2} \right)_0^{\infty} d\theta \\
 &= 2 \int_0^{\frac{\pi}{2}} d\theta \\
 &= 2\theta \Big|_0^{\frac{\pi}{2}}
 \end{aligned}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright © by Chiang Mai University
 All rights reserved

2.3 ความสัมพันธ์ระหว่างการแจกแจงโคชีและการแจกแจงปกติ

ถ้าให้ X_1 และ X_2 เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน : $N(0,1)$ โดยที่ X_1 และ X_2 เป็นอิสระกัน จะได้ว่า $Y = \frac{X_1}{X_2}$ มีการแจกแจงแบบ โคชี : $C(a,b)$ โดยที่ $a=0$ และ $b=1$ (standard Cauchy distribution)

จาก ตัวแปรสุ่ม $X_1, X_2 \sim N(0,1)$ และเป็นอิสระกัน

$$\text{ดังนั้น } f(x_1) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x_1^2}$$

$$f(x_2) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x_2^2}$$

$$\begin{aligned} \text{และ } f(x_1, x_2) &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x_1^2} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x_2^2} \\ &= \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}(x_1^2 + x_2^2)} \end{aligned}$$

$$\text{ให้ } X = X_1 \quad \text{และ} \quad Y = \frac{X_1}{X_2}$$

ดังนั้น

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial x} & \frac{\partial x_1}{\partial y} \\ \frac{\partial x_2}{\partial x} & \frac{\partial x_2}{\partial y} \end{vmatrix}$$

$$= \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 1 & x \\ y & y^2 \end{vmatrix} = -\frac{x}{y^2}$$

$$f(x,y) = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(x^2 + \left(\frac{x}{y}\right)^2\right)} \cdot \left| -\frac{x}{y^2} \right|$$

$$g(y) = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(x^2 + \left(\frac{x}{y}\right)^2\right)} \frac{|x|}{y^2} dx$$

$$= - \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(x^2 + \left(\frac{x}{y}\right)^2\right)} \frac{x}{y^2} dx + \int_0^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}\left(x^2 + \left(\frac{x}{y}\right)^2\right)} \frac{x}{y^2} dx$$

$$= - \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}x^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} \frac{x}{y^2} dx + \int_0^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}x^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} \frac{x}{y^2} dx$$

$$= \frac{1}{y^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} \int_{-\infty}^0 \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}x^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} d\left(\frac{x^2}{2}\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)\right)$$

$$+ \frac{1}{y^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} \int_0^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{1}{2}x^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} d\left(\frac{x^2}{2}\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)\right)$$

$$= \frac{1}{2\pi(y^2+1)} e^{-\frac{1}{2}x^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} \Bigg|_{-\infty}^0 - \frac{1}{2\pi(y^2+1)} e^{-\frac{1}{2}x^2\left(1 + \frac{1}{y^2}\right)} \Bigg|_0^{\infty}$$

$$= \left(\frac{1}{2\pi(y^2+1)} - 0 \right) - \left(0 - \frac{1}{2\pi(y^2+1)} \right)$$

$g(y) = \frac{1}{\pi(y^2+1)}$ เป็นฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงโคชี ซึ่งมีค่า

$a=0$ และ $b=1$

ดังนั้น $Y = \frac{X_1}{X_2}$ มีการแจกแจงโคชี : $C(a,b)$ โดยที่ $a=0$ และ $b=1$ เมื่อ X_1 และ X_2

เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติมาตรฐาน : $N(0,1)$

2.4 ความสัมพันธ์ระหว่างการแจกแจงลาปลาซและการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล

ถ้าให้ X_1 และ X_2 เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงเอกซ์โปเนนเชียล : $\exp(b)$ โดยที่ X_1 และ X_2 เป็นอิสระกัน จะได้ว่าผลต่างระหว่าง X_1 และ X_2 มีการแจกแจงลาปลาซ : $LP(a,b)$ โดยที่

$a=0$

จากตัวแปรสุ่ม $X_1, X_2 \sim \exp(b)$ และเป็นอิสระกัน

$$\text{ดังนั้น } f(x_1) = \frac{1}{b} e^{-\frac{x_1}{b}}$$

$$\text{และ } f(x_2) = \frac{1}{b} e^{-\frac{x_2}{b}}$$

$$\text{ดังนั้น } f(x_1, x_2) = \frac{1}{b} e^{-\frac{x_1}{b}} \cdot \frac{1}{b} e^{-\frac{x_2}{b}}$$

$$= \frac{1}{b^2} e^{-\frac{(x_1+x_2)}{b}}$$

กรณีที่ 1; ให้ $X = X_1$ และ $Y = X_1 - X_2$

$$\text{ดังนั้น } X_2 = X_1 - Y = X - Y$$

$$\begin{aligned}
 J &= \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial x} & \frac{\partial x_1}{\partial y} \\ \frac{\partial x_2}{\partial x} & \frac{\partial x_2}{\partial y} \end{vmatrix} \\
 &= \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 0 & -1 \end{vmatrix} = -1 \\
 f(x,y) &= \frac{1}{b^2} e^{\frac{-(x+(x-y))}{b}} \cdot |-1| \\
 &= \frac{1}{b^2} e^{\frac{-(2x-y)}{b}} \\
 g(y) &= \int_0^{\infty} \frac{1}{b^2} e^{\frac{-(2x-y)}{b}} dx \\
 &= \frac{b}{2b^2} \int_0^{\infty} e^{\frac{-(2x-y)}{b}} d\left(\frac{2x-y}{b}\right) \\
 &= \left(\frac{-1}{2b} e^{\frac{-(2x-y)}{b}} \right)_0^{\infty} \\
 &= \frac{1}{2b} e^{\frac{y}{b}}
 \end{aligned}$$

กรณีที 2; ให้ $X = X_1$ และ $Y = X_2 - X_1$
 ดังนั้น $X_2 = X_1 + Y = X + Y$

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial x_1}{\partial x} & \frac{\partial x_1}{\partial y} \\ \frac{\partial x_2}{\partial x} & \frac{\partial x_2}{\partial y} \end{vmatrix}$$

$$= \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \end{vmatrix} = 1$$

$$f(x,y) = \frac{1}{b^2} e^{-\frac{[x+(x+y)]}{b}} \cdot |1|$$

$$= \frac{1}{b^2} e^{-\frac{[2x+y]}{b}}$$

$$g(y) = \int_0^{\infty} \frac{1}{b^2} e^{-\frac{(2x+y)}{b}} dx$$

$$= \frac{b}{2b^2} \int_0^{\infty} e^{-\frac{(2x+y)}{b}} d\left(\frac{2x+y}{b}\right)$$

$$= \left(\frac{-1}{2b} e^{-\frac{(2x+y)}{b}} \right)_0^{\infty}$$

$$= \frac{1}{2b} e^{-\frac{y}{b}}$$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
Copyright © by Chiang Mai University
All rights reserved

จากทั้งสองกรณีสรุปได้ว่าจะได้ว่า ผลต่างระหว่าง X_1 และ X_2 มีการแจกแจงลาปลาซ : LP(a,b)
โดยที่ $a=0$

2.5 ความสัมพันธ์ระหว่างการแจกแจงลาปลาซและการแจกแจงเอฟ

ถ้าให้ X_1 และ X_2 เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงลาปลาซ : $LP(a, b)$ ที่เป็นอิสระต่อกันโดย

ที่ $a=0$ จะได้ว่า $\left| \frac{X_1}{X_2} \right|$ มีการแจกแจงเอฟ : F_{ν_1, ν_2} โดยที่มีองศาความเป็นอิสระคือ $\nu_1 = \nu_2 = 2$

จาก ตัวแปรสุ่ม $X_1, X_2 \sim LP(0, b)$ และเป็นอิสระกัน

$$\text{ดังนั้น } f(x_1) = \frac{1}{2b} e^{-\frac{|x_1|}{b}}$$

$$\text{และ } f(x_2) = \frac{1}{2b} e^{-\frac{|x_2|}{b}}$$

$$\begin{aligned} \text{ดังนั้น } f(x_1, x_2) &= \frac{1}{2b} e^{-\frac{|x_1|}{b}} \cdot \frac{1}{2b} e^{-\frac{|x_2|}{b}} \\ &= \frac{1}{4b^2} e^{-\frac{(|x_1| + |x_2|)}{b}} \end{aligned}$$

$$\text{ให้ } m = |x_1| \quad \text{ดังนั้น } g(m) = \frac{2}{2b} e^{-\frac{m}{b}}$$

$$\text{ให้ } n = |x_2| \quad \text{ดังนั้น } g(n) = \frac{2}{2b} e^{-\frac{n}{b}}$$

$$\text{ดังนั้น } g(m, n) = \frac{1}{b^2} e^{-\frac{(m+n)}{b}}$$

$$\text{ให้ } y = n \quad \text{และ } z = \frac{m}{n} \quad \text{ดังนั้น } m = zn = zy$$

$$J = \begin{vmatrix} \frac{\partial n}{\partial y} & \frac{\partial n}{\partial z} \\ \frac{\partial m}{\partial y} & \frac{\partial m}{\partial z} \end{vmatrix}$$

$$= \begin{vmatrix} 1 & 0 \\ z & y \end{vmatrix} = y$$

$$\text{ดังนั้น } g(y,z) = \frac{y}{b^2} e^{-(zy+y)/b}$$

$$= \frac{y}{b^2} e^{-y(z+1)/b}$$

$$\text{ดังนั้น } h(z) = \int_0^{\infty} \frac{y}{b^2} e^{-y(z+1)/b} dy$$

$$\text{ให้ } u = y \text{ ดังนั้น } du = dy$$

$$\text{และ } dv = \frac{1}{b^2} e^{-y(z+1)/b} dy$$

$$v = \int_0^{\infty} \frac{1}{b^2} e^{-y(z+1)/b} dy$$

$$= \frac{b}{b^2(z+1)} \int_0^{\infty} e^{-y(z+1)/b} d\left(\frac{y(z+1)}{b}\right)$$

$$= \frac{-1}{b(z+1)} e^{-y(z+1)/b}$$

$$\begin{aligned}
\text{ดังนั้น } h(z) &= \frac{-y}{b(z+1)} e^{-y(z+1)/b} + \frac{1}{b(z+1)} \int_0^{\infty} e^{-y(z+1)/b} dy \\
&= \frac{-y}{b(z+1)} e^{-y(z+1)/b} + \frac{b}{b(z+1)^2} \int_0^{\infty} e^{-y(z+1)/b} d\left(\frac{y(z+1)}{b}\right) \\
&= \left(\frac{-y}{b(z+1)} e^{-y(z+1)/b} - \frac{1}{(z+1)^2} e^{-y(z+1)/b} \right) \Big|_0^{\infty} \\
&= \frac{1}{(z+1)^2}
\end{aligned}$$

ซึ่งเท่ากับฟังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของ $F_{2,2}$

$$\text{และเนื่องจาก } h(z) = h\left(\frac{m}{n}\right) = h\left(\frac{|x_1|}{|x_2|}\right) = h\left(\frac{x_1}{x_2}\right)$$

ดังนั้น $\frac{X_1}{X_2}$ มีการแจกแจงเอฟ : F_{ν_1, ν_2} โดยที่มืองศาความเป็นอิสระคือ $\nu_1 = \nu_2 = 2$

ลิขสิทธิ์มหาวิทยาลัยเชียงใหม่
 Copyright© by Chiang Mai University
 All rights reserved