

## ภาคผนวก ก.

1.1 ทฤษฎีความคาดหวังแบบมีเงื่อนไข

ทฤษฎี 1.7<sup>1</sup> ให้ค่าคาดหวังของตัวแปรสุ่ม  $U$  คือ  $E(U) = E[E(U/H_j)]$  โดยที่  $H_j$  ( $j=1, 2, 3, \dots, n$ ) เป็นเซตที่แยกจากกันโดยเด็ดขาด ซึ่ง  $\Pr(H_k H_j) = 0$  และ  $(U/H_j)$  เป็นการแจกแจงแบบมีเงื่อนไขของ  $U$  เมื่อกำหนด  $H_j$

$$\begin{aligned} \text{พิสูจน์ } E(U) &= \sum u_i \Pr(U=u_i) \\ &= \sum u_i \sum \Pr(U=u_i, H=H_j) \\ &= \sum u_i \sum \Pr(U=u_i/H_j) \Pr(H_j) \\ &= \sum \Pr(H_j) \sum u_i \Pr(U=u_i/H_j) \\ &= \sum \Pr(H_j) E(U/H_j) \end{aligned}$$

$$\text{ให้ } E(U/H_j) = E_2(U)$$

$$\begin{aligned} \text{ดังนั้น } E(U) &= \sum \Pr(H_j) E_2(U) \\ &= E[E_2(U)] \\ &= E_1[E_2(U)] \end{aligned}$$

โดยที่  $E_1$  แทนค่าคาดหวังของ  $H_j$  ( $j=1, 2, \dots, n$ )

<sup>1</sup>Raj, D, Sampling Theory, (New York: McGraw-Hill (1968)), p. 12-13

## 1.2 ทฤษฎีความแปรปรวนแบบมีเงื่อนไข

ทฤษฎี 1.8<sup>2</sup>  $\text{Cov}(U,W) = E_1 C_2(U,W) + C_1(E_2 U, E_2 W)$

โดยที่  $E(U/H_j) = E_2(U)$  และ  $H_j$  เป็น covariance แบบมีเงื่อนไขของ  $U$

และ  $W$  คือ  $C_2(U,W) = E_2(U,W) - E_2(U)E_2(W)$

พิสูจน์ ให้  $E_2(U) = x$  และ  $E_2(W) = y$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(U,W) &= E(UW) - E(U)E(W) \\ &= E_1 E_2(UW) - E_1[E_2(U)]E_1[E_2(W)] \\ &= E_1 E_2(UW) - E_1(x)E_1(y) \\ &= E_1 E_2(UW) - xy + E_1(xy) - E_1(x)E_1(y) \\ &= E_1[E_2(UW) - xy] + [E_1(xy) - E_1(x)E_1(y)] \\ &= E_1 C_2(U,W) + C_1(E_2 U, E_2 W) \end{aligned}$$

### บทแทรก

$$\text{Cov}(U,U) = E_1 C_2(U,U) + C_1(E_2 U, E_2 U)$$

$$\text{ดังนั้น } V(U) = E_1 V_2(U) + V_1 E_2(U)$$

<sup>2</sup> Ibid, P.14

1.3 วิธีประมาณค่าความแปรปรวนเมื่อเลือกตัวอย่างโดยใช้ความน่าจะเป็นของการเลือก

ไม่เท่ากันแบบไม่คืนที่<sup>3</sup>

$$\text{ให้ } L(s) = \sum_{i=1}^N \alpha_i c_i y_i, \quad c_i \text{ เป็นค่าคงที่} \quad \text{---- (1)}$$

$$\begin{aligned} \text{โดยที่ } \alpha_i &= 1, \quad y_i \text{ อยู่ในตัวอย่าง } (i=1,2,\dots,N) \\ &= 0, \quad \text{อื่นๆ} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{และ } \alpha_{ij} &= 1, \quad y_i, y_j \text{ อยู่ในตัวอย่าง } (i \neq j=1,2,3,\dots,N) \\ &= 0, \quad \text{อื่นๆ} \end{aligned}$$

ซึ่งมี  $\pi_i$  เป็นความน่าจะเป็นที่  $y_i$  อยู่ในตัวอย่าง

$\pi_{ij}$  เป็นความน่าจะเป็นที่  $y_i, y_j$  อยู่ในตัวอย่าง

$$V(\alpha_i) = \pi_i(1-\pi_i) \quad \text{และ} \quad \text{Cov}(\alpha_i, \alpha_j) = \pi_{ij} - \pi_i \pi_j$$

take Expectation บน----(1);

$$\begin{aligned} E[L(s)] &= \sum_{i=1}^N c_i y_i E(\alpha_i) \\ &= \sum_{i=1}^N \pi_i c_i y_i \quad \text{---- (2)} \end{aligned}$$

$$\text{ให้ } c_i = \frac{1}{\pi_i} \quad \text{ทำให้---- (2); } E[L(s)] = \sum_{i=1}^N y_i$$

ดังนั้น  $L(s)$  เป็นตัวประมาณค่าที่ไม่เอนเอียงของยอดรวมประชากร

$$\begin{aligned} \hat{L}(s) &= \sum_{i=1}^N \frac{\alpha_i y_i}{\pi_i} - \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\pi_i} \\ \text{และ } V[\hat{L}(s)] &= \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2 V(\alpha_i)}{\pi_i^2} + 2 \sum_{i \neq j} \frac{y_i y_j \text{Cov}(\alpha_i, \alpha_j)}{\pi_i \pi_j} \\ &= \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2 (1-\pi_i)}{\pi_i} + 2 \sum_{i \neq j} \frac{y_i y_j (\pi_{ij} - \pi_i \pi_j)}{\pi_i \pi_j} \quad \text{---- (3)} \end{aligned}$$

<sup>3</sup> Ibid, P. 52

1.4 วิธีหาค่าประมาณค่าของ  $V[L(s)]$ <sup>4</sup>

ให้  $f(y)$  เป็นฟังก์ชันของ  $y$  และมี

$$L_1(s) = \sum_{i=1}^N \alpha_i c_i f_i(y_i) = \sum_{i=1}^N c_i f_i(y_i)$$

$$\begin{aligned} L_2(s) &= \sum_{i \neq j}^N \alpha_{ij} c_{ij} f(y_i) f(y_j) \\ &= \sum_{i \neq j}^N c_{ij} f(y_i) f(y_j) \end{aligned}$$

$$E[L_1(s)] = \sum_{i=1}^N \tau_i c_i f(y_i)$$

$$E[L_2(s)] = \sum_{i \neq j}^N \tau_{ij} c_{ij} f(y_i) f(y_j)$$

$$\text{จาก--(3); } \hat{\hat{V}}[L(s)] = \sum_{i=1}^n \frac{y_i^2 (1-\tau_i)}{\tau_i^2} + 2 \sum_{i \neq j}^{nn} \frac{\tau_{ij} - \tau_i \tau_j}{\tau_{ij} \tau_i \tau_j} y_i y_j$$

<sup>4</sup>Ibid, P.53

1.5 การใช้ประโยชน์จากความสัมพันธ์ระหว่างความน่าจะเป็นที่หน่วยที่  $i$  ซึ่งอยู่ในตัวอย่าง  
กับความน่าจะเป็นที่หน่วยที่  $i, j$  อยู่ในตัวอย่าง ( $i \neq j = 1, 2, \dots, N$ )

1. ต้องการแสดงว่า 
$$\sum_{i=1}^N \pi_i = n$$

$$\sum_{i \neq j=1}^N \pi_{i,j} = (n-1)\pi_i$$

พิสูจน์ ให้  $y_i$  เป็นค่าของสิ่งที่ต้องการศึกษาในหน่วยที่  $i$  จากประชากรขนาด  $N$   
( $i=1, 2, \dots, N$ )

$n$  เป็นขนาดตัวอย่างซึ่งเกิดจากการเลือกตัวอย่างโดยไม่ใส่คืน

$$\alpha_i = \begin{cases} 1, & y_i \text{ อยู่ในตัวอย่าง}, i = 1, 2, \dots, N \\ 0, & \text{อื่นๆ} \end{cases}$$

$$\alpha_i \alpha_j = \begin{cases} 1, & y_i, y_j \text{ อยู่ในตัวอย่าง}, i \neq j = 1, 2, \dots, N \\ 0, & \text{อื่นๆ} \end{cases}$$

$\pi_i$  เป็นความน่าจะเป็นที่  $y_i$  อยู่ในตัวอย่าง

$\pi_{i,j}$  เป็นความน่าจะเป็นที่  $y_i, y_j$  อยู่ในตัวอย่าง

พิจารณา 
$$\sum_{i=1}^N \alpha_i = \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_n = n$$

และ 
$$\alpha_i = 1 \text{ เมื่อ } y_i \text{ อยู่ในตัวอย่าง}$$

take expectation;

$$\sum_{i=1}^N E(\alpha_i) = n$$

$$\sum_{i=1}^N 1 \cdot \Pr(\alpha_i=1) = n$$

$$\sum_{i=1}^N \pi_i = n$$

ในทำนองเดียวกันจะได้ว่า

$$\sum_{i \neq j=1}^N \alpha_i \alpha_j = n(n-1)$$

take expectation;

$$\sum_{i \neq j=1}^N E(\alpha_i \alpha_j) = n(n-1)$$

$$\begin{aligned} \text{พิจารณา } \sum_{i \neq j=1}^N E(\alpha_i \alpha_j) &= \sum_{i \neq j=1}^N 1 \cdot \Pr(\alpha_i=1, \alpha_j=1) \\ &= \sum_{i \neq j=1}^N \Pr(\alpha_i=1) \cdot \Pr(\alpha_j=1/\alpha_i=1) \end{aligned}$$

$$= \sum_{i \neq j=1}^N \mathbb{1}_i \cdot \Pr(\alpha_j=1/\alpha_i=1)$$

$$= \mathbb{1}_i \sum_{i \neq j=1}^N \Pr(\alpha_j=1/\alpha_i=1)$$

$$= (n-1) \mathbb{1}_i$$

$$\sum_{i \neq j=1}^N \mathbb{1}_i = (n-1) \mathbb{1}_i$$

$$\text{พิจารณา } \sum_{i=1}^N \alpha_i = \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_n = n$$

เนื่องจาก  $\alpha_i = 1$  เมื่อ  $y_i$  อยู่ในตัวอย่าง

ถ้าให้  $y_1$  อยู่ในตัวอย่าง แล้วจะได้ว่า  $\alpha_1 = 1$

$$\sum_{i=1}^N \alpha_i = \alpha_1 + (\alpha_2 + \alpha_3 + \dots + \alpha_n) = n$$

$$= \alpha_1 + \sum_{j \neq 1}^N \alpha_j$$

take expectation;

$$E(\alpha_1) + \sum_{i=1}^N E(\alpha_j) = n$$

$$\tau_i + \sum_{j \neq 1}^N \tau_j = n$$

$$\sum_{j \neq 1}^N \tau_j = n - \tau_i$$

ในทำนองเดียวกันจะได้ว่า

$$\sum_{i \neq j=1}^N \tau_j = n - \tau_i$$

ชำนาญหอสมุด

2. ต้องการแสดงว่า  $\sum_{i < j}^N \left[ (\tau_i \tau_j - \tau_{i,j}) \left( \frac{y_i^2}{\tau_i^2} - \frac{y_j^2}{\tau_j^2} \right) \right] = \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2 (1 - \tau_i)}{\tau_i}$

พิสูจน์.

$$\begin{aligned} \sum_{i < j}^N \left[ (\tau_i \tau_j - \tau_{i,j}) \left( \frac{y_i^2}{\tau_i^2} - \frac{y_j^2}{\tau_j^2} \right) \right] &= \sum_{i=1}^N \sum_{i \neq j}^N \left[ (\tau_i \tau_j - \tau_{i,j}) \frac{y_i^2}{\tau_i^2} \right] \\ &= \sum_{i=1}^N \sum_{i \neq j}^N \tau_i \tau_j \frac{y_i^2}{\tau_i^2} - \sum_{i=1}^N \sum_{i \neq j}^N \tau_{i,j} \frac{y_i^2}{\tau_i^2} \\ &= \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2}{\tau_i} \sum_{i \neq j}^N \tau_j - \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2}{\tau_i^2} \sum_{i \neq j}^N \tau_{i,j} \\ &= \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2}{\tau_i} (n - \tau_i) - \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2}{\tau_i^2} (n-1) \tau_i \\ &= \sum_{i=1}^N \frac{y_i^2 (1 - \tau_i)}{\tau_i} \end{aligned}$$

THANMASAT UNIVERSITY  
 สำนักหอสมุด