

## บทที่ 2

### ทฤษฎีและสถิติที่เกี่ยวข้องกับการวิจัย

การประมาณค่าแบบช่วงที่เหมาะสมนั้น ช่วงความเชื่อมั่นที่ประมาณได้จะต้องครอบคลุมค่าพารามิเตอร์ที่สนใจด้วยสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นที่กำหนดและช่วงความเชื่อมั่นที่ประมาณได้นั้นควรเป็นช่วงที่แคบ ดังนั้นในงานวิจัยนี้จึงมีจุดมุ่งหมายเพื่อเปรียบเทียบวิธีการประมาณค่าแบบช่วงสำหรับค่าเฉลี่ยของการแจกแจงแบบล็อกนอร์มอล ส่วนเกณฑ์ในการพิจารณานั้นจะพิจารณาค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่น และค่าเฉลี่ยความยาวของช่วงความเชื่อมั่น สำหรับในบทนี้จะกล่าวถึงทฤษฎีต่างๆที่เกี่ยวข้องกับการวิจัย เกณฑ์ในการตัดสินใจและผลงานวิจัยที่เกี่ยวข้องซึ่งมีรายละเอียดต่างๆดังนี้

#### 2.1 การแจกแจงแบบล็อกนอร์มอล<sup>1</sup> ( Log-normal distribution )

ให้  $X = e^Y$  โดยที่  $Y$  มีการแจกแจงปกติ  $N(\mu, \sigma^2)$  เพราะฉะนั้น  $X$  มีปริภูมิ  $R_X = \{x : 0 < x < \infty\}$  และ  $X$  มีฟังก์ชันการแจกแจงสะสม

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leq x) = P(e^Y \leq x) \\ &= P(Y \leq \ln x) \\ &= \int_{-\infty}^{\ln x} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2} dy \quad \text{สำหรับ } x > 0 \\ &= 0 \quad \text{สำหรับ } x \leq 0 \end{aligned}$$

และดังนั้น  $X$  มีฟังก์ชันความหนาแน่น

$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma}\right)^2} & x > 0 \\ 0 & x \leq 0 \end{cases} \quad (2.1.1)$$

<sup>1</sup>

มานพ วรภักดิ์, ทฤษฎีความน่าจะเป็น (กรุงเทพฯ : สำนักพิมพ์แห่งจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2548) , หน้า 525

ซึ่งมีพารามิเตอร์  $\mu \in (-\infty, \infty)$  และ  $\sigma \in (0, \infty)$

เราเรียกตัวแปรสุ่ม  $X$  ที่มีฟังก์ชันความหนาแน่น (2.1.1) ว่า ตัวแปรสุ่มล็อกนอร์มอล (lognormal random variable) หรือกล่าวได้ว่า  $X$  มีการแจกแจงล็อกนอร์มอล (lognormal distribution) และจะเขียนแทนด้วย  $X \sim LN(\mu, \sigma)$

ในทางกลับกัน ถ้า  $X$  มีการแจกแจงล็อกนอร์มอลที่มี  $\mu$  และ  $\sigma$  เป็นพารามิเตอร์ พิสูจน์ได้ว่า  $Y = \ln X$  มีการแจกแจงปกติ  $N(\mu, \sigma^2)$

ถ้า  $X$  มีการแจกแจงล็อกนอร์มอล โดยมีฟังก์ชันความหนาแน่น (2.1.1) ดังนั้น

$$E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$$

$$Var(X) = e^{2(\mu + \sigma^2)} - e^{2\mu + \sigma^2} = e^{2\mu + \sigma^2} (e^{\sigma^2} - 1)$$

และได้ว่า โดยการแก้สมการข้างต้น

$$\mu = \frac{1}{2} \ln \left( \frac{\mu_X^4}{\mu_X^2 + \sigma_X^2} \right) = E(\ln X)$$

$$\sigma^2 = \ln \left( 1 + \frac{\sigma_X^2}{\mu_X^2} \right) = Var(\ln X)$$

นอกจากนี้แสดงได้ว่า การแจกแจงล็อกนอร์มอล ไม่มีฟังก์ชันก่อกำเนิดโมเมนต์

## 2.2 การประมาณค่าพารามิเตอร์แบบช่วง

ในการประมาณค่าพารามิเตอร์โดยใช้วิธีการประมาณแบบจุด ซึ่งเป็นวิธีการที่ใช้ค่าประมาณเพียงค่าเดียวที่คำนวณได้จากตัวอย่างสุ่ม เป็นค่าประมาณสำหรับพารามิเตอร์ของประชากร เราไม่สามารถบอกได้ว่าค่าประมาณแบบจุดนั้น มีค่าเท่ากับค่าพารามิเตอร์หรือแตกต่างจากค่าพารามิเตอร์อย่างไร จึงได้มีแนวคิดที่จะนำเอาความแปรปรวนของตัวประมาณแบบจุด การแจกแจงตัวอย่างของตัวประมาณ และค่าประมาณแบบจุดมาประกอบเข้าด้วยกัน เพื่อสร้างช่วงความเชื่อมั่นขึ้นมา และอาศัยการแจกแจงของตัวประมาณเป็นตัวกำหนดความมั่นใจได้ว่าช่วงความเชื่อมั่นที่สร้างขึ้นจะครอบคลุมค่าพารามิเตอร์ที่แท้จริงด้วยความน่าจะเป็นเท่าใด

ให้  $X_1, X_2, \dots, X_n$  เป็นตัวอย่างสุ่มจากการแจกแจงซึ่งมี  $\theta$  เป็นพารามิเตอร์ที่ไม่ทราบค่า

สมมติสามารถหาตัวสถิติ  $L(X_1, X_2, \dots, X_n)$  และ  $U(X_1, X_2, \dots, X_n)$  ซึ่งสำหรับค่าจริง  $\theta$  โดย

$$P(L(X_1, X_2, \dots, X_n) < \theta < U(X_1, X_2, \dots, X_n)) = 1 - \alpha$$

โดยที่ความน่าจะเป็น  $1 - \alpha$  เป็นค่าคงที่ ( $0 < \alpha < 1$ )

จากนี้เมื่อทราบค่าของ  $X_i = x_i (i = 1, \dots, n)$  และค่าของ  $L(X_1, X_2, \dots, X_n)$  และ  $U(X_1, X_2, \dots, X_n)$  สมมติให้เป็น  $l$  และ  $u$  ตามลำดับ ดังนั้นจะได้ช่วง  $(l, u)$  และเรียกช่วง  $(l, u)$  ว่า ช่วงความเชื่อมั่น  $100(1 - \alpha)$  เปอร์เซนต์สำหรับ  $\theta$  ( $100(1 - \alpha)$ % Confidence Interval for  $\theta$ ) และเรียกค่า  $l$  ว่า ขีดจำกัดความเชื่อมั่นล่าง (Low Confidence Limit) เรียกค่า  $u$  ว่า ขีดจำกัดความเชื่อมั่นบน (Upper Confidence Limit) และเรียกค่า  $(1 - \alpha)$  ว่า สัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่น (Confidence Coefficient)

### 2.3 วิธีการประมาณค่าแบบช่วงที่ใช้ในการวิจัย

การประมาณค่าแบบช่วงสำหรับค่าเฉลี่ยของการแจกแจงแบบลิกนอร์มอล โดยวิธีการทั้ง 3 ได้แก่ วิธีการประมาณของคอกซ์ วิธีการประมาณแบบคอนเซอเวทีฟ และวิธีการประมาณแบบบูทสแตรพ์ ซึ่งแต่ละวิธีประมาณมีรายละเอียดดังต่อไปนี้

#### 2.3.1 วิธีการประมาณของคอกซ์ (Cox's method)

จากตัวสถิติ  $\bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i$  และ  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2$  เป็นตัวประมาณสำหรับ  $\mu$  และ  $\sigma^2$  ตามลำดับ ซึ่งเราสามารถหาตัวประมาณสำหรับ  $\ln \theta$  ได้จาก  $(\bar{Y}, S^2)$  พบว่า ตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงและมีความแปรปรวนต่ำสุดอย่างเอกรูป (Uniformly Minimum Variance Unbiased : UMVU) สำหรับ  $\ln \theta$  คือ  $\bar{Y} + \frac{S^2}{2}$  และ ตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงและมีความแปรปรวนต่ำสุดอย่างเอกรูปของความแปรปรวนของ  $\ln \theta$  คือ  $\left( \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right)$  โดยทฤษฎีลิมิตเข้าสู่ส่วนกลาง (Central Limit Theorem)

$$\text{จะได้ } Z = \frac{\left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} \right) - (\ln \theta)}{\sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}}} \sim N(0,1)$$

$$\text{จาก } P[-Z_{\alpha/2} < Z < Z_{\alpha/2}] = 1 - \alpha$$

$$P \left[ -Z_{\alpha/2} < \frac{\left( \bar{Y} + \frac{S^2}{n} \right) - (\ln \theta)}{\sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}}} < Z_{\alpha/2} \right] = 1 - \alpha$$

$$P \left[ -Z_{\alpha/2} \sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}} < \left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} \right) - (\ln \theta) < Z_{\alpha/2} \sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}} \right] = 1 - \alpha$$

$$P \left[ \left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} \right) - Z_{\alpha/2} \sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}} < \ln \theta < \left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} \right) + Z_{\alpha/2} \sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}} \right] = 1 - \alpha$$

และจะได้ ช่วงความเชื่อมั่น  $100(1 - \alpha)\%$  สำหรับ ค่าเฉลี่ย ( $\theta$ ) คือ

$$\left[ \exp \left( \left\{ \bar{Y} + \frac{S^2}{2} \right\} - Z_{\alpha/2} \sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}} \right), \exp \left( \left\{ \bar{Y} + \frac{S^2}{2} \right\} + Z_{\alpha/2} \sqrt{\left\{ \frac{S^2}{n} + \frac{S^4}{2(n-1)} \right\}} \right) \right]$$

### 2.3.2 วิธีการประมาณแบบคอนเซอเวทิฟ ( Conservative method )

Angus(1988) ได้เสนอวิธีการสร้างช่วงความเชื่อมั่นสำหรับ  $\ln \theta$  จาก Approximate pivotal statistics คือ

$$P(\theta) = \frac{\left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} - \ln \theta \right) \sqrt{n}}{\sqrt{S^2 \left( 1 + \frac{S^2}{2} \right)}}$$

จะเห็นได้ว่า  $P(\theta)$  จะมีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน ( standard normal ) เมื่อ  $n \rightarrow \infty$  เมื่อขนาดตัวอย่าง ( $n$ ) มีจำนวนจำกัด ( finite sample )  $P(\theta)$  จะมีการแจกแจงเหมือนกับ

$$T(\sigma) = \frac{N + \sigma \frac{\sqrt{n}}{2} \left( \frac{\chi_{n-1}^2}{n-1} - 1 \right)}{\sqrt{\left\{ \frac{\chi_{n-1}^2}{n-1} \left( 1 + \frac{\sigma^2}{2} \frac{\chi_{n-1}^2}{n-1} \right) \right\}}}$$



โดยที่  $N$  และ  $\chi_{n-1}^2$  เป็นอิสระกัน  $N$  คือตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน และ  $\chi_{n-1}^2$  คือตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง ที่มีองศาแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $n-1$

ให้  $F(z; \sigma)$  เป็นการแจกแจงแบบสะสมของ  $T(\sigma)$

$$F(z; \sigma) = P(T(\sigma) \leq z)$$

จากนั้น เมื่อกำหนดค่า  $z$  และ กำหนด  $n > 2$  จะได้ว่าตัวแปรสุ่ม  $T(\sigma)$  จะเข้าใกล้

$$t = \frac{N}{\sqrt{\frac{\chi_{n-1}^2}{(n-1)}}}$$

ซึ่งก็คือการแจกแจงแบบที่ ที่มีองศาแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $n-1$  เมื่อ  $\sigma^2$  เข้าใกล้ 0

และ ตัวแปรสุ่ม  $T(\sigma)$  จะเข้าใกล้  $\sqrt{\left(\frac{n}{2}\right)\left(1 - \frac{(n-1)}{\chi_{n-1}^2}\right)}$  เมื่อ  $\sigma^2$  เข้าใกล้  $\infty$

ดังนั้น จะได้  $\inf_{\sigma > 0} F(z; \sigma) = P(t_{n-1} \leq z)$

และ  $\sup_{\sigma > 0} F(z; \sigma) = P\left(\sqrt{\left(\frac{n}{2}\right)\left(1 - \frac{(n-1)}{\chi_{n-1}^2}\right)} \leq z\right)$

ให้  $t_{(1-\alpha), (n-1)}$  เป็นเปอร์เซนไทล์ที่  $1-\alpha$  ของการแจกแจงแบบที่ ที่มีองศาแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $n-1$  และให้

$$q_{\alpha, (n-1)} = \sqrt{\left(\frac{n}{2}\right)\left(\frac{(n-1)}{\chi_{\alpha, (n-1)}^2} - 1\right)}$$

โดยที่  $\chi_{\alpha, (n-1)}^2$  เป็นเปอร์เซนไทล์ที่  $\alpha$  ของการแจกแจงแบบไคกำลังสอง ที่มีองศาแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $n-1$

ดังนั้นจะได้ ช่วงความเชื่อมั่นล่าง สำหรับ  $\ln \theta$  คือ

$$L_{1-\alpha}(\bar{Y}, S^2) = \bar{Y} + \frac{S^2}{2} - \frac{t_{(1-\alpha/2), (n-1)}}{\sqrt{n}} \sqrt{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)}$$

และ ช่วงความเชื่อมั่นบน สำหรับ  $\ln \theta$  คือ

$$U_{1-\alpha}(\bar{Y}, S^2) = \bar{Y} + \frac{S^2}{2} + \frac{q_{\alpha/2, (n-1)}}{\sqrt{n}} \sqrt{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)}$$

นั่นคือ จะได้ช่วงความเชื่อมั่น  $100(1 - \alpha)\%$  สำหรับ ค่าเฉลี่ย ( $\theta$ ) คือ

$$\left[ \exp\left\{ \left\{ \bar{Y} + \frac{S^2}{2} - \frac{t_{(1-\alpha/2), (n-1)}}{\sqrt{n}} \sqrt{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)} \right\} \right\}, \exp\left\{ \left\{ \bar{Y} + \frac{S^2}{2} + \frac{q_{\alpha/2, (n-1)}}{\sqrt{n}} \sqrt{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)} \right\} \right\} \right]$$

### 2.3.3 วิธีการประมาณแบบพาราเมตริกบูทสแตรพ์ ( Parametric bootstrap method )

Angus (1994) ได้นำวิธีการบูทสแตรพ์ ( bootstrap ) มาสร้างช่วงความเชื่อมั่น โดยใช้ วิธี พาราเมตริก ทีเปอร์เซนไทล์ บูทสแตรพ์ ( parametric t-percentile bootstrap method ) มา ประยุกต์กับ Approximate pivotal statistics

$$P(\theta) = \frac{\left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} - \ln \theta \right) \sqrt{n}}{\sqrt{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)}}$$

และให้  $t_0$  และ  $t_1$  เป็นเปอร์เซนไทล์ที่  $\alpha/2$  และ เปอร์เซนไทล์ที่  $1 - \alpha/2$  ของ  $V(\theta)$  ดังนั้น จะได้ช่วงความเชื่อมั่น สำหรับ  $\ln \theta$  โดยทฤษฎี คือ

$$\left[ \bar{Y} + \frac{S^2}{2} + t_1 \sqrt{\left\{ \frac{S^2(1+S^2/2)}{n} \right\}}, \bar{Y} + \frac{S^2}{2} + t_0 \sqrt{\left\{ \frac{S^2(1+S^2/2)}{n} \right\}} \right]$$

จะเห็นว่าเราไม่ทราบค่า  $t_0$  และ  $t_1$  ซึ่งเราจะใช้ตัวอย่างจากวิธีบูทสแตรพ์ในการประมาณ  $t_0$  และ

$t_1$   
ให้

$$T(\sigma) = \frac{N + \sigma \frac{\sqrt{n}}{2} \left( \frac{\chi_{n-1}^2}{n-1} - 1 \right)}{\sqrt{\left\{ \frac{\chi_{n-1}^2}{n-1} \left( 1 + \frac{\sigma^2}{2} \frac{\chi_{n-1}^2}{n-1} \right) \right\}}} \quad (1)$$

โดยที่  $N$  คือตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน และ  $\chi_{n-1}^2$  คือตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง ที่เมืองศาแห่งความเป็นอิสระเท่ากับ  $n-1$  ซึ่งตัวแปรสุ่มทั้ง 2 มีการแจกแจงที่เป็นอิสระกัน และจะสังเกตได้ว่า  $P(\theta)$  และ  $T(\sigma)$  มีการแจกแจงอย่างเดียวกัน

ดังนั้นเราจะใช้กระบวนการทางบูทสแตรัพในการประมาณค่า  $t_0$  และ  $t_1$  ดังนี้

1. สร้างตัวแปรสุ่ม  $N_i^* \sim N(0,1)$  และ  $\chi_i^{2*} \sim \chi_{n-1}^2, i=1, \dots, B$ ,  $N_i^*$  และ  $\chi_i^{2*}$  เป็นอิสระกัน
2. คำนวณ  $T_i^*$  จากสมการที่ (1) โดยแทนค่า  $\sigma, N, \chi_{n-1}^2$  ด้วย  $S, N_i^*, \chi_i^{2*}$  ตามลำดับ
3. เรียงค่า  $T_i^*$  ตามลำดับ นั่นคือ  $T_{(1)}^* < T_{(2)}^* < \dots < T_{(B)}^*$
4. ประมาณค่า  $t_1$  ด้วย  $t_1^* = T_{[(1-\alpha/2)B]}$  และ ประมาณค่า  $t_0$  ด้วย  $t_0^* = T_{[(\alpha/2)B]}$  โดยที่  $[d]$  แสดงถึงจำนวนเต็มที่มีค่ามากที่สุดที่มีค่าน้อยกว่าหรือเท่ากับ  $d$

โดย  $B = 2,000$

จะได้ ช่วงความเชื่อมั่นล่าง สำหรับ  $\ln \theta$  คือ

$$\bar{Y} + \frac{S^2}{2} + t_1^* \sqrt{\frac{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)}{n}}$$

และ ช่วงความเชื่อมั่นบน สำหรับ  $\ln \theta$  คือ

$$\bar{Y} + \frac{S^2}{2} + t_0^* \sqrt{\frac{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)}{n}}$$

นั่นคือ จะได้ช่วงความเชื่อมั่น  $(1-\alpha)100\%$  สำหรับ ค่าเฉลี่ย ( $\theta$ ) คือ

$$\left[ \exp \left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} + t_1^* \sqrt{\frac{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)}{n}} \right), \exp \left( \bar{Y} + \frac{S^2}{2} + t_0^* \sqrt{\frac{S^2 \left(1 + \frac{S^2}{2}\right)}{n}} \right) \right]$$

#### 2.4 เกณฑ์ที่ใช้ในการตัดสินใจ

การตรวจสอบวิธีการประมาณแบบช่วงสำหรับค่าเฉลี่ยของประชากรที่มีการแจกแจงแบบล็อกนอร์มอล ทั้ง 3 วิธีนั้น มีรายละเอียดดังนี้

2.4.1 จะทำการตรวจสอบว่าช่วงความเชื่อมั่นที่ได้จากทั้ง 3 วิธีนั้นให้ค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นจากการทดลองเท่ากับค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นที่กำหนดหรือไม่ โดยอาศัยการทดสอบสมมติฐานด้วยตัวสถิติ  $Z$  กำหนดให้  $X$  เป็นจำนวนครั้งที่ทั้งหมดที่ช่วงความเชื่อมั่นที่ประมาณได้

ครอบคลุมค่าพารามิเตอร์ในการทดลองแบบ  $Ber(p)$  จำนวน  $n$  ครั้งซึ่งเป็นอิสระซึ่งกันและกัน โดยที่  $p$  เป็นความน่าจะเป็นที่ช่วงความเชื่อมั่นที่ประมาณได้จะครอบคลุมค่าพารามิเตอร์ เมื่อจำนวนครั้งของการทดลองมีค่ามาก  $X$  จะมีการแจกแจงโดยประมาณเป็น  $N(np, npq)$  และกำหนด  $\hat{p} = X/n$  เป็นค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นจากการทดลอง โดยที่  $\hat{p}$  จะมีการแจกแจงโดยประมาณเป็น  $N\left(p, \frac{pq}{n}\right)$  และ  $(0 \leq p \leq 1)$

สมมติฐานในการทดสอบคือ

$$H_0 : p \geq p_0$$

$$H_1 : p < p_0$$

ตัวสถิติทดสอบ คือ

$$Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$$

ดังนั้นเราจะยอมรับสมมติฐานหลัก เมื่อ  $Z \geq -Z_\alpha$

$$\text{จะได้ } Z = \frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}} \geq -Z_\alpha$$

$$\hat{p} \geq p_0 - Z_\alpha \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{1000}}$$

- กรณีค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่น 0.90

$$H_0 : p \geq 0.90$$

$$H_1 : p < 0.90$$

เราจะยอมรับสมมติฐานหลัก เมื่อ  $\hat{p} \geq 0.90 - 1.282\sqrt{(0.90 \times 0.10)/1000}$

$$\hat{p} \geq 0.8878$$

- กรณีค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่น 0.95

$$H_0 : p \geq 0.95$$

$$H_1 : p < 0.95$$

เราจะยอมรับสมมติฐานหลัก เมื่อ  $\hat{p} \geq 0.95 - 1.645\sqrt{(0.95 \times 0.05)/1000}$

$$\hat{p} \geq 0.9387$$



- กรณีค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่น 0.99

$$H_0 : p \geq 0.99$$

$$H_1 : p < 0.99$$

เราจะยอมรับสมมติฐานหลัก เมื่อ  $\hat{p} \geq 0.99 - 2.326\sqrt{(0.99 \times 0.01)/1000}$

$$\hat{p} \geq 0.9827$$

2.4.2 เมื่อทำการทดลองและตรวจสอบแล้วว่า วิธีการประมาณที่ให้ค่าสัมประสิทธิ์ความเชื่อมั่นที่ได้จากการทดลองไม่ต่ำกว่าที่กำหนด จากนั้นทำการเปรียบเทียบค่าความยาวเฉลี่ยของช่วงความเชื่อมั่นต่อไป โดยจะทำการเปรียบเทียบค่าความยาวเฉลี่ยของช่วงความเชื่อมั่นที่ได้ ว่าวิธีการประมาณใดสามารถให้ค่าความยาวเฉลี่ยของช่วงความเชื่อมั่นสั้นที่สุด จะสรุปว่าวิธีการประมาณนั้นได้ช่วงการประมาณที่เหมาะสมที่สุดสำหรับสถานการณ์นั้นๆ



ศูนย์วิทยทรัพยากร  
จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย