

บทที่ 2

ทฤษฎีที่เกี่ยวข้องกับงานวิจัย

2.1 ทฤษฎีที่ใช้ในการวิจัย

ทฤษฎีทางสถิติที่ใช้ในการวิจัยมีดังต่อไปนี้

2.1.1 ถ้าตัวอย่างขนาด n ถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงซึ่งมีค่าเฉลี่ย μ และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน σ แล้ว ค่าเฉลี่ยตัวอย่างจะมีการแจกแจง ซึ่งมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ และค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ σ/\sqrt{n} สำหรับการสุ่มตัวอย่างแบบแทนที่ (sampling with replacement) และเท่ากับ $\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$ สำหรับการสุ่มตัวอย่างแบบไม่แทนที่ (sampling without replacement)

2.1.2 ถ้าตัวอย่างขนาด n ถูกสุ่มมาจากประชากรที่มีการแจกแจงซึ่งมีค่าเฉลี่ย μ และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน σ แล้ว การแจกแจงของค่าเฉลี่ยตัวอย่าง (\bar{y}) ประมาณได้ด้วยการแจกแจงปกติที่มีค่าเฉลี่ย μ และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเป็น σ/\sqrt{n} เรียกทฤษฎีนี้ว่า "ทฤษฎีแนวโน้มเข้าสู่ส่วนกลาง" (central limit theorem)

2.1.3 กำหนดให้ค่าเฉลี่ยตัวอย่าง $\bar{y} = \frac{\sum y_i}{n}$ เป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียง (unbiased estimator) ของค่าเฉลี่ยประชากร \bar{Y} และกำหนดให้การเลือกสุ่มตัวอย่าง เป็นวิธีสุ่มตัวอย่างแบบง่าย ความแปรปรวนของ \bar{y} คือ

$$V(\bar{y}) = \frac{\sigma^2}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$$

ในการที่ไม่ทราบค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน (σ) ของประชากร จะต้องประมาณค่า σ ด้วยความคลาดเคลื่อนของตัวอย่าง (s_y) ตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงของ $V(\bar{y})$ คือ

$$v(\bar{y}) = \frac{s_y^2}{n} (1-f)$$

$$\text{เมื่อ } f = n/N$$

2.1.4 กำหนดให้ $p = \frac{a}{n}$ เป็นตัวประมวลที่ไม่เออนเอียงของ $P = \frac{A}{N}$ และกำหนดให้วิธีเลือกตัวอย่างเป็นวิธีสุ่มตัวอย่างแบบง่ายแล้ว ความแปรปรวนของ p คือ

$$V(p) = \frac{PQ}{n} \left(\frac{N-n}{N-1} \right)$$

ในกรณีที่ไม่ทราบค่า P จะต้องประมาณค่า P ด้วย p ตัวประมวลที่ไม่เออนเอียงของ $V(p)$ คือ

$$v(p) = \frac{pq}{n-1} (1-f)$$

$$\text{เมื่อ } f = n/N$$

2.2 ลักษณะการแจกแจงของประชากรที่เกี่ยวข้องกับการวิจัย

2.2.1 การแจกแจงแบบไฮเปอร์ไซโอมetric (hypergeometric distribution)

การแจกแจงความน่าจะเป็นของค่าสัลส่วนจากตัวอย่าง (p) หาได้จากการแจกแจงความน่าจะเป็นของจำนวนตัวอย่างซึ่งมีลักษณะที่สนใจ ($a = np$) ซึ่งพิจารณาได้ดังต่อไปนี้

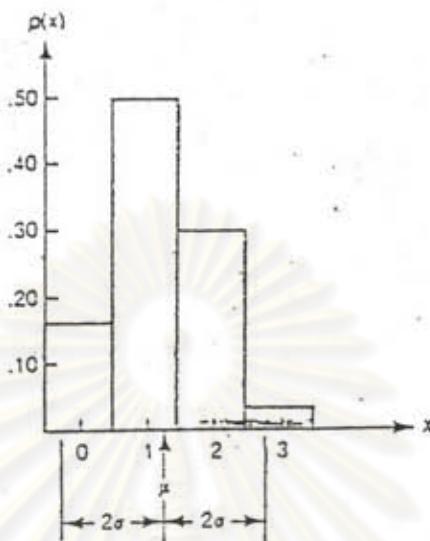
ให้ x แทนจำนวนผลสำเร็จในการสุ่มตัวอย่างขนาด n ที่ไม่ซ้ำกันจากช่วงห้องทั้งหมด N สิ่งซึ่งมี k สิ่งที่มีลักษณะซึ่งสนใจหรือเป็นผลสำเร็จ เรียก x ว่าเป็นตัวแปรสุ่มไฮเปอร์ไซโอมetric (hypergeometric random variable) เชียนแทนด้วย $x \sim H(N, k, n)$ โดยมีฟังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูป

$$P(X = x) = \frac{\binom{n}{x} \binom{N-k}{n-x}}{\binom{N}{n}}$$

โดยที่ $x = 0, 1, 2, \dots, n$ เมื่อ $n \leq k$

และ $x = 0, 1, 2, \dots, k$ เมื่อ $n > k$

ลักษณะการกระจายของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบไอเปอร์ซิอเมทริก แสดงในรูปที่ 2.2.1.1



รูปที่ 2.2.1.1

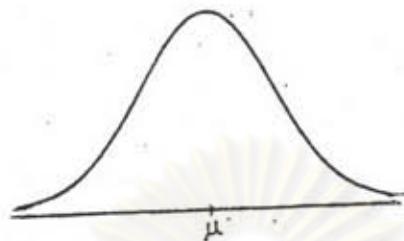
2.2.2 การแจกแจงแบบปกติ (normal distribution)

เป็นการแจกแจงของตัวแปรสุ่มแบบต่อเนื่องที่สำคัญและใช้มากที่สุดในทางสถิติ การแจกแจงแบบปกติมีลักษณะที่เห็นเด่นชัดคือ เส้นโค้งของการแจกแจงเป็นรูปโค้งสัมมาตรคล้ายรูปหัวใจ (bell-shaped) ซึ่งเรียกว่าโค้งปกติ (normal curve) การแจกแจงแบบนี้ใช้อธิบายลักษณะของข้อมูลที่เกิดขึ้นเองตามธรรมชาติ

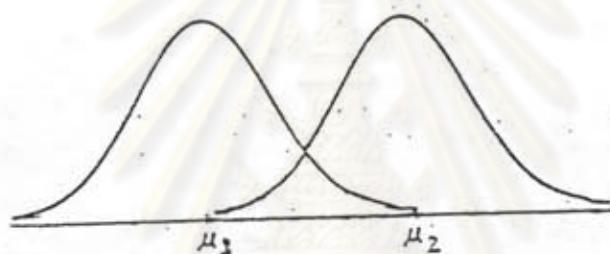
ตัวแปรสุ่ม x ที่มีการแจกแจงแบบปกติ และมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนเท่ากับ μ และ σ^2 ตามลำดับ เชียนแทนด้วย $x \sim N(\mu, \sigma^2)$ พังก์ชันความหนาแน่นของ x อยู่ในรูป

$$f(x, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp[-(1/2)((x-\mu)/\sigma)^2] ; -\infty < x < \infty, \mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0$$

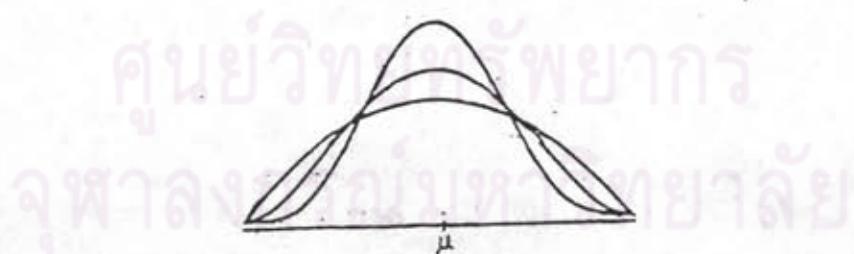
ลักษณะการกระจายของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบปกติ แสดงในรูปดังนี้



รูปที่ 2.2.2.1 แสดงการแจกแจงแบบปกติของประชากร 1 กลุ่ม



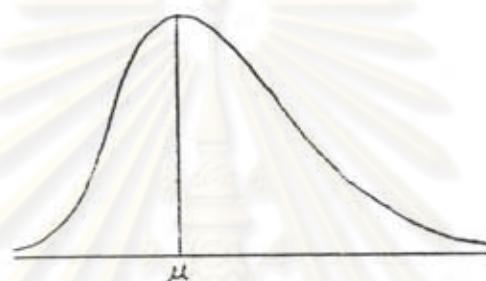
รูปที่ 2.2.2.2 แสดงการแจกแจงแบบปกติของประชากร 2 กลุ่ม ที่มีค่าเฉลี่ยต่างกัน
และมีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากัน



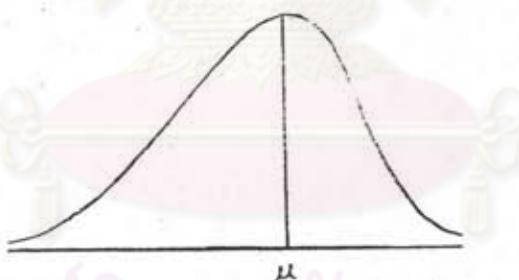
รูปที่ 2.2.2.3 แสดงการแจกแจงแบบปกติของประชากร 3 กลุ่ม ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากัน
และมีส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานต่างกัน

2.2.3 การแจกแจงแบบเบี้ย (skewed distribution)

การแจกแจงแบบเบี้ยเป็นการแจกแจงของข้อมูลที่มีลักษณะไม่สมมาตร ข้อมูลส่วนใหญ่จะกระจายไปในทิศทางใดทิศทางหนึ่งจากจุดแทนค่าเฉลี่ยของข้อมูล การแจกแจงจะมีลักษณะเบี้ยวขวา (positive skewed) ถ้าข้อมูลส่วนใหญ่ที่พิจารณากระจายไปทางขวาของค่าเฉลี่ย และการแจกแจงจะมีลักษณะเบี้ยวซ้าย (negative skewed) ถ้าข้อมูลส่วนใหญ่ที่พิจารณากระจายไปทางซ้ายของค่าเฉลี่ย ลักษณะการกระจายของข้อมูลแบบเบี้ยวขวาและแบบเบี้ยวซ้ายแสดงดังในรูปที่ 2.2.3.1 และ รูปที่ 2.2.3.2 ตามลำดับ



รูปที่ 2.2.3.1 แสดงการกระจายของข้อมูลที่มีลักษณะเบี้ยวขวา



รูปที่ 2.2.3.2 แสดงการกระจายของข้อมูลที่มีลักษณะเบี้ยวซ้าย

ความเบี้ยวของข้อมูลวัดได้จากการหาสัมประสิทธิ์แห่งความเบี้ย เรียนแทนด้วย

$$\alpha_3 = \frac{1}{\delta^3} E(x-\mu)^3 \\ = \mu_3/\delta^3$$

โดยที่ μ แทน ค่าเฉลี่ยประชากร

μ_3 แทน เรียนทั่วโลกโมเมนต์ที่ 3 $= E(x-\mu)^3$

δ แทน ส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐาน

α , ใช้เปรียบเทียบความเบี่ร์ระหว่างข้อมูลแต่ละชุด ซึ่งไม่มีหน่วย ถ้า α , มีค่าเป็นบวกแสดงว่าข้อมูลมีลักษณะเบี้ชวา และถ้า α , มีค่าเป็นลบแสดงว่าข้อมูลมีลักษณะเบี้ชัย ความเบี้จะมากหรือน้อยขึ้นอยู่กับค่าของ α , ในทางปฏิบัติข้อมูลที่พบโดยส่วนมากมักมีลักษณะเบี้ชวาในที่นี่จึงขอยกตัวอย่างการแจกแจงบางรูปแบบที่มีลักษณะเบี้ชวาเพียงอย่างเดียว

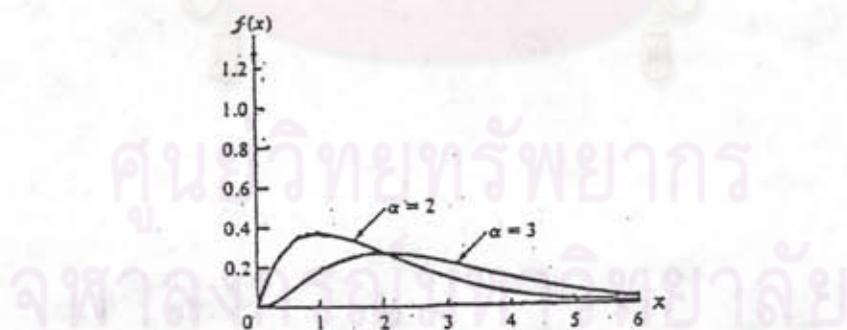
การแจกแจงที่มีลักษณะเบี้ชวาได้แก่

ก. การแจกแจงแบบแกรมมา (Gamma distribution) มีฟังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูป

$$f(x) = \begin{cases} x^{\alpha-1} \frac{\exp(-x/\beta)}{\beta^\alpha \Gamma(\alpha)} & ; x > 0, \alpha > 0, \beta > 0 \\ 0 & ; \text{กรณีอื่นๆ} \end{cases}$$

โดยที่ $\Gamma(k+1) = k!$; $k \in \mathbb{I}^+$

ข้อมูลจะมีลักษณะเบี้ชวาเมื่อ shape parameter (α) มีค่ามากกว่า 1 และลักษณะเบี้ช瓦จะลดน้อยลงเมื่อ α มีค่ามากขึ้น ดังแสดงในรูปที่ 2.2.3.3

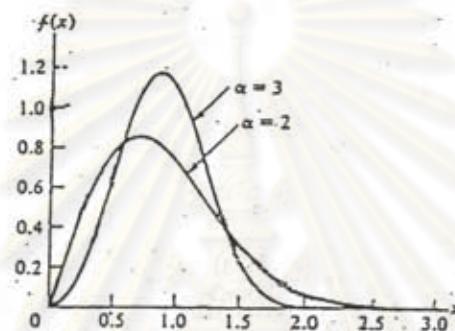


รูปที่ 2.2.3.3

ก. การแจกแจงแบบไวบูลล์ (weibull distribution) มีฟังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูป

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{\alpha-1} \exp(-x/\beta)^{\alpha}}{\beta^{\alpha}} & ; x>0, \alpha>0, \beta>0 \\ 0 & ; \text{กรณีอื่น ๆ} \end{cases}$$

ข้อมูลจะมีลักษณะเบื้องต้น เมื่อ shape parameter (α) มีค่ามากกว่า 1 และลักษณะเบื้องต้นจะลดน้อยลง เมื่อ α มีค่ามากขึ้น ดังแสดงในรูปที่ 2.2.3.4

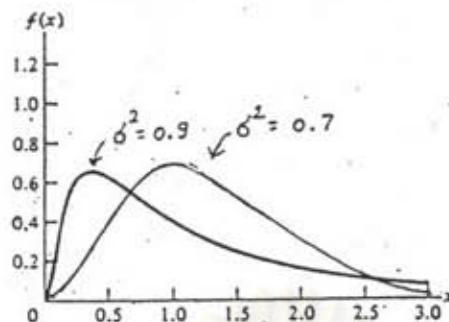


รูปที่ 2.2.3.4

ค. การแจกแจงแบบลอกนอร์มอล (lognormal distribution) มีพิพากษ์ชั้นความหนาแน่นอยู่ในรูป

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{x\delta\sqrt{2\pi}} \exp[-(\ln x - \mu)^2/2\delta^2] & ; x>0, \mu \in \mathbb{R}, \delta > 0 \\ 0 & ; \text{กรณีอื่น ๆ} \end{cases}$$

ลักษณะการกระจายของข้อมูลจะเบื้องต้นไม่เด่นชัด ถ้าค่า shape parameter (δ) มีค่าเล็ก ($\delta \rightarrow 0$) และจุดยอดมีลักษณะค่อนข้างแหลม ลักษณะเบื้องต้นจะเด่นชัดขึ้นเมื่อ δ มีค่ามากขึ้น ดังแสดงในรูปที่ 2.2.3.5



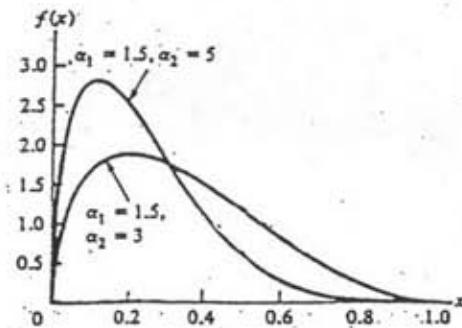
รูปที่ 2.2.3.5

๔. การแจกแจงแบบเบต้า (beta distribution) มีพังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูป

$$f(x) = \begin{cases} \frac{x^{\alpha_1-1} (1-x)^{\alpha_2-1}}{B(\alpha_1, \alpha_2)} & ; 0 < x < 1, \alpha_1 > 0, \alpha_2 > 0 \\ 0 & ; \text{กรณีอื่นๆ} \end{cases}$$

$$\text{โดยที่ } B(\alpha_1, \alpha_2) = \frac{\Gamma(\alpha_1) \Gamma(\alpha_2)}{\Gamma(\alpha_1 + \alpha_2)}$$

ข้อมูลมีลักษณะเบี้ยวขวาเมื่อ shape parameter (α_1 และ α_2) มีค่ามากกว่า 1 และ α_1 มีค่าน้อยกว่า α_2 ดังแสดงในรูปที่ 2.2.3.6



รูปที่ 2.2.3.6

2.2.4 การแจกแจงแบบที (*t-distribution*)ให้ $x \sim N(0, 1)$

$$y \sim \chi^2_{n-1}$$

โดยที่ x และ y เป็นตัวแปรที่ไม่ขึ้นต่อกัน ตัวแปร $t = \frac{x}{\sqrt{y/(n-1)}}$ มีการแจกแจงแบบที

และมีองค์ความเป็นอิสระเท่ากับ $n-1$

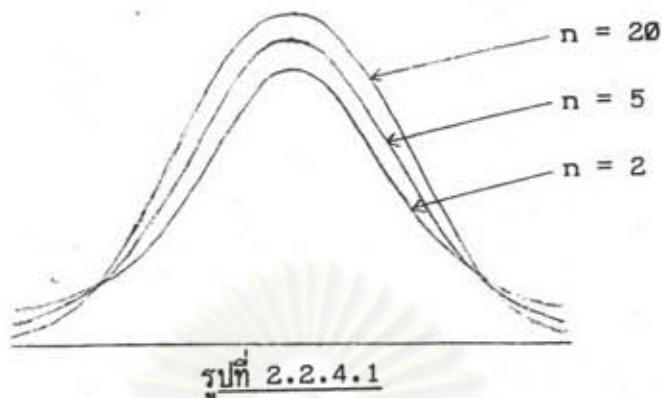
ในกรณีที่สุ่มตัวอย่างขนาด n จากประชากรที่มีการแจกแจง $N(\mu, \sigma^2)$ ซึ่งสามารถหาค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนจากตัวอย่างได้ ค่าสถิติที่ หาได้จากความสัมพันธ์ท่อไปนี้

$$\text{จาก } Z = \frac{\bar{x} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$$

$$\text{และ } \frac{(n-1)s^2}{\sigma^2} \sim \chi^2_{n-1},$$

$$\begin{aligned} \text{ค่าสถิติที่ (t)} &= \frac{\sigma / \sqrt{n}}{\sqrt{\frac{(n-1)s^2/\sigma^2}{n-1}}} \\ &= \frac{\bar{x} - \mu}{s / \sqrt{n}} \end{aligned}$$

ลักษณะการกระจายของข้อมูลที่มีการแจกแจงแบบบิ๊ แสดงในรูปที่ 2.2.4.1



รูปที่ 2.2.4.1

2.3 การประมาณการแจกแจง

ในการประมาณค่าสัดส่วนประชากรแบบช่วง อาจใช้การแจกแจงที่แท้จริงของหน่วยตัวอย่างซึ่งมีลักษณะที่สันใจ (a) หรืออาจประมาณการแจกแจงของ a ด้วยการแจกแจงแบบทวินาม และประมาณการแจกแจงแบบทวินามให้เป็นการแจกแจงแบบปกติได้ตามทฤษฎีต่อไปนี้

2.3.1 การประมาณการแจกแจงแบบไอบีอีอเมตริกด้วยการแจกแจงแบบทวินาม ในทางปฏิบัติ เมื่อต้องการให้ความน่าจะเป็นที่จะได้ผลสำเร็จในการทดลองแต่ละครั้งมีค่าคงที่ จึงต้องประมาณการแจกแจงแบบไอบีอีอเมตริกด้วยการแจกแจงแบบทวินาม เงื่อนไขในการประมาณคือ จำนวนประชากรมีขนาดใหญ่จนทำให้สิ่งที่สนใจและสิ่งที่ไม่สนใจมากพอ และสัดส่วนระหว่างจำนวนตัวอย่างซึ่งมีลักษณะที่สันใจกับจำนวนตัวอย่างทั้งหมดล้วนไปสู่ค่าคงที่ p ทฤษฎีที่ใช้ในการประมาณคือ

$$2.3.1.1 \quad \binom{n}{r} = \frac{n^r}{r!} ; r \rightarrow \infty$$

$$2.3.1.2 \quad \lim_{\substack{k \rightarrow \infty \\ N-k \rightarrow \infty \\ k/N \rightarrow p}} \frac{\binom{k}{x} \binom{N-k}{N-x}}{\binom{N}{n}} = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

2.3.2 การประมาณการแจกแจงแบบทวินามด้วยการแจกแจงแบบปกติ

ในการนิทีการแจกแจงแบบทวินามมี $p \rightarrow \frac{1}{2}$ หรือ $q \rightarrow \frac{1}{2}$ เมื่อนำมาแสดงด้วยแท่งสีสโตแกรมจะมีลักษณะคล้ายโค้งปกติ ในกรณีเช่นนี้จึงสามารถประมาณการแจกแจงแบบทวินามด้วย

การแจกแจงแบบปกติได้ การประมาณนี้จะใช้ได้เมื่อขนาดตัวอย่างมีค่ามาก แต่ในกรณีที่ขนาดตัวอย่างไม่มากนัก ถ้าค่า β หรือ α ไม่เข้าใกล้ 0 หรือ 1 มากเกินไป การประมาณดังกล่าวยังคงอนุโลมใช้ได้ สิ่งสำคัญคือ เมื่อต้องการประมาณการแจกแจงแบบทวินามซึ่งเป็นการแจกแจงของตัวแปรสุ่มนัดที่ไม่ต่อเนื่อง (discrete random variable) ด้วยการแจกแจงแบบปกติ ซึ่งเป็นการแจกแจงของตัวแปรสุ่มที่ต่อเนื่อง (continuous random variable) จะต้องปรับค่าตัวแปรสุ่มที่ไม่ต่อเนื่องให้เป็นแบบต่อเนื่อง โดยขยายค่าใหม่ให้คลุมค่าเต็มตัวอย่างนำ 0.5 ไป加เข้าและลบออกตามทฤษฎีต่อไปนี้

ถ้า $x \sim B(n, p)$ จะได้ว่า

$$P(j \leq x \leq k) = \sum_{x=j}^k \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$$

$$\sim \phi(\beta) - \phi(\alpha)$$

$$\text{เมื่อ } \phi(\beta) = \frac{k-np+0.5}{\sqrt{npq}}$$

$$\phi(\alpha) = \frac{j-np-0.5}{\sqrt{npq}}$$

เมื่อ $\phi(\beta)$ และ $\phi(\alpha)$ แทน พังก์ชันความน่าจะเป็นของการแจกแจงแบบปกติมาตรฐาน

2.4 การคำนวณขนาดตัวอย่างเมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ

ในการพิทักษ์ประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ และกำหนดให้วิธีการสุ่มตัวอย่างเป็นแบบง่ายขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าเฉลี่ยและค่าลักษณะของประชากร หาได้ดังต่อไปนี้

2.4.1 ขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าเฉลี่ยของประชากร

กำหนดให้

$$\bar{y} = \text{ค่าเฉลี่ยประชากร}$$

$$\bar{y} = \text{ค่าเฉลี่ยตัวอย่าง}$$

$$\bar{y} - \bar{Y} = \text{ขนาดของความผิดพลาดที่ยอมรับได้ในการประมาณค่าเฉลี่ย}$$

$$\text{ของประชากร เรียกวแทนด้วย } \epsilon$$

$$\alpha = \text{ความน่าจะเป็นที่จะปฏิเสธสมมติฐานว่าง เมื่อสมมติฐานว่างเป็นจริง}$$

ความคลาดเคลื่อนในการประมาณค่าเฉลี่ยกำหนดให้อยู่ในรูปของค่าสัมบูรณ์ โดยยอมให้เกิดความผิดพลาดได้ทั้งสองทาง และเนื่องจาก ซึ่งค่าที่ได้จากตัวอย่าง ดังนั้น ซึ่งเป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจง เมื่อผู้เคราะห์กำหนดความคลาดเคลื่อนในการประมาณค่าแบบช่วงเท่ากับ e จึงสามารถแสดงความสัมพันธ์ระหว่างความคลาดเคลื่อนกับระดับนัยสำคัญที่กำหนดให้อยู่ในรูปของความน่าจะเป็นได้ดังนี้

$$\text{Prob}(|\bar{y} - \bar{Y}| > e) = \alpha$$

$$e_{\bar{y}} = \frac{s_y}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

เมื่อแทน σ ด้วย s ที่คำนวณได้จากตัวอย่าง จะได้

$$e_{\bar{y}} = \frac{s_y}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N}}$$

เทียบความคลาดเคลื่อนกับค่า e ที่กำหนด ทำให้ได้

$$\begin{aligned} e &= ts_{\bar{y}} \\ &= t \frac{s_y}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N}} \end{aligned}$$

$$n = \frac{t^2 s_y^2}{e^2} \left(\frac{N-n}{N} \right)$$

ถ้าประชากรมีขนาดใหญ่มาก ($N \rightarrow \infty$) ทำให้ $\frac{N-n}{N}$ เข้าใกล้ 1 ดังนั้น

$$\begin{aligned} n &= \frac{t^2 s_y^2}{e^2} \\ &= \frac{t^2 s_y^2 / \bar{y}^2}{\left(\frac{\bar{y} - \bar{Y}}{\bar{y}} \right)^2} \end{aligned}$$

ขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าเฉลี่ยประชากร (n) เมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ α และค่าความคลาดเคลื่อนสัมพันธ์ในการประมาณค่าเฉลี่ยตัวอย่างเท่ากับ $r_{\bar{y}} = \frac{t^2 (c.v.(\bar{y}))^2}{r^2}$

$$\text{เมื่อ } c.v.(\bar{y}) = s_{\bar{y}}/\bar{y}$$

$$r_{\bar{y}} = \frac{\bar{y} - \bar{Y}}{\bar{y}} ; \bar{y} \neq 0$$

2.4.2 ขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าสัดส่วนประชากร

กำหนดให้

a = จำนวนหน่วยตัวอย่างซึ่งมีลักษณะที่สนใจ

A = จำนวนหน่วยในประชากรซึ่งมีลักษณะที่สนใจ

N = ขนาดประชากร

n = ขนาดตัวอย่าง

P = สัดส่วนประชากร = A/N

p = สัดส่วนจากตัวอย่าง = a/n

$p - P$ = ขนาดของความผิดพลาดที่ยอมรับได้ในการประมาณค่าสัดส่วนประชากร เชียนแทนด้วย ϵ

ในการนองเดียวกัน จะกำหนดความคลาดเคลื่อนในการประมาณค่าสัดส่วนประชากรแบบช่วงในรูปของค่าสัมบูรณ์ และเนื่องจาก p เป็นตัวแปรสุ่ม ระดับความคลาดเคลื่อน ϵ ที่ผู้วิเคราะห์กำหนดจึงสัมพันธ์กับระดับนัยสำคัญ α ในรูปของความน่าจะเป็นดังนี้

$$\text{Prob}(|p - P| > \epsilon) = \alpha$$

$$\sigma_p = \sqrt{\frac{PQ}{n}} \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$$

เมื่อแทน P ด้วย p ที่คำนวณได้จากตัวอย่าง จะได้

$$s_p = \sqrt{\frac{pq}{n-1}} \sqrt{\frac{N-n}{N}}$$

เทียบความคลาดเคลื่อนกับค่า ϵ ที่กำหนด จะได้

$$\epsilon = z s_p$$

$$= z \sqrt{\frac{pq}{n-1}} \sqrt{\frac{N-n}{N}}$$

$$\frac{n-1}{e^2} = \frac{z^2 pq}{e^2} \left(\frac{N-n}{N} \right)$$

ในกรณีที่ประชากรมีขนาดใหญ่ ($N \rightarrow \infty$) $\frac{N-n}{N}$ เน้าใกล้ 1

นั่นคือ

$$\begin{aligned} n &= \frac{z^2 pq}{e^2} + 1 \\ &= \frac{z^2 p(1-p)}{(p-P)^2} + 1 \\ &= \frac{z^2 p(1-p)/p^2 + (p-P/p)^2}{(p-P/p)^2} \\ &= \frac{z^2 p(1-p)/p^2 + (p-P/p)^2}{(p-P/p)^2} \end{aligned}$$

ขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าลักษณะล่ามประชากร (r_p) เมื่อกำหนดระดับนัยสำคัญเท่ากับ α และค่าความคลาดเคลื่อนล้มพังท์ในการประมาณค่าลักษณะล่ามตัวอย่างเท่ากับ $r_p = \frac{z^2(1-p) + pr_p^2}{pr_p^2}$
เมื่อ $r_p = \frac{p - P}{P}; p \neq 0$

2.5 การประมาณขนาดตัวอย่าง เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบเบี้ยน

ในกรณีที่ประชากรมีการแจกแจงแบบเบี้ยน การประมาณขนาดตัวอย่างอย่างคร่าวๆ โดยพิจารณาจากความสัมพันธ์ระหว่างระดับของความเบี้ยนขนาดตัวอย่าง หาได้จาก

$$n > 25G^2$$

$$\text{เมื่อ } G \text{ แทนระดับความเบี้ยนของประชากร } = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{Y})^2 / \sigma^2}{G^2}; G \neq 0$$

และ n แทนขนาดตัวอย่าง

จากความสัมพันธ์ข้างต้นพบว่า การประมาณขนาดตัวอย่าง เมื่อประชากรมีการแจกแจง

¹Cochran, W.G. Sampling Techniques. 3d ed. (John-Wiley & Sons Inc, New York : 1977), p.42.

แบบเบ้าขวาหรือแบบเบ้าซ้ายจะให้ขนาดตัวอย่างที่เท่ากันเมื่อแทนค่าของ G ที่ระดับเดียวกัน ดังนั้น ค่าที่ใช้ปรับขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติ ให้เป็นขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบเบ้าขวา จะใช้ค่าปรับที่เท่ากันเมื่อกำหนดรัฐด้วยค่าความเบี้ยวเบากัน ในที่นี้จะกล่าวถึงวิธีการหาค่าปรับขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบเบ้าขวาเท่านั้น แบบปกติ ให้เป็นขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบเบ้าขวาเท่านั้น

2.5.1 ขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าเฉลี่ยประชากร

ให้ $k_{\bar{y}}$ แทน อัตราส่วนระหว่างชีดจำกัดล่างของขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าเฉลี่ยประชากรที่ได้จากการแจกแจงแบบเบี้ยน กับขนาดตัวอย่างที่ได้จากการแจกแจงแบบปกติ

จากขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าเฉลี่ยประชากร เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ เมื่อกำหนดรัฐด้วยสำหรับค่าเฉลี่ย \bar{y} และค่าความคลาดเคลื่อนล้มเหลวในการประมาณค่าเฉลี่ยตัวอย่างเท่ากับ $r_{\bar{y}}$ คือ

$$n_{\bar{y}} = t^2 (c.v.(\bar{y}))^2 / r_{\bar{y}}^2$$

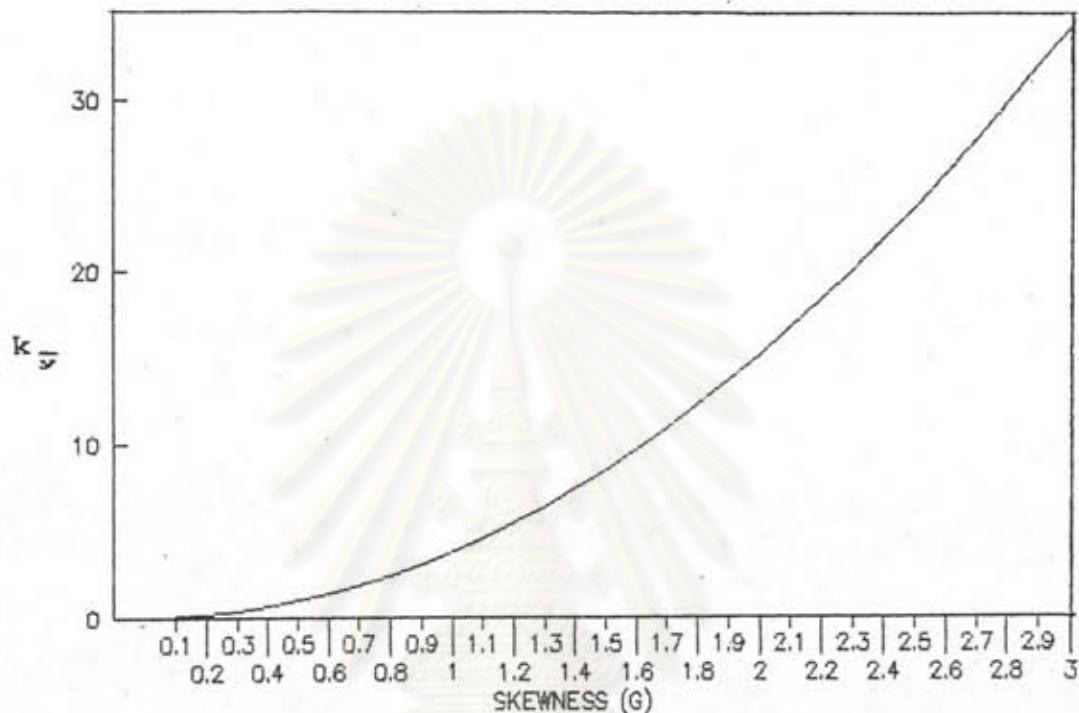
จากความล้มเหลว $n > 25G^2$ เมื่อพิจารณาค่าต่ำสุดคือ $n = 25G^2$ ดังนั้นค่าต่ำสุด

ของ $k_{\bar{y}}$ หาได้จาก

$$k_{\bar{y}} = \frac{r_{\bar{y}}^2 25G^2}{t^2 (c.v.(\bar{y}))^2} \quad (1)$$

เมื่อแทนค่าของเทอมต่าง ๆ ได้แก่ ค่าวิกฤติจากตารางที่ (๖) ซึ่งได้จากการกำหนดรัฐด้วยสำหรับค่าเฉลี่ย (\bar{y}) ค่าล้มเหลว ($r_{\bar{y}}$) ความแปรผันของค่าเฉลี่ยตัวอย่าง ($c.v.(\bar{y})$) ค่าความคลาดเคลื่อนล้มเหลวจากการประมาณค่าเฉลี่ยประชากร ($r_{\bar{y}}$) และค่าของความเบี้ยวเบากัน (G) ตามที่ต้องการลงในสมการที่ (๑) จะได้ค่าต่ำสุดของ $k_{\bar{y}}$ ที่ใช้ปรับขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าเฉลี่ยประชากร ซึ่งรายละเอียดของค่าต่ำสุดของ $k_{\bar{y}}$ แสดงไว้ในตารางที่ 1 ในภาคผนวก ๑. สำหรับวิเหยาที่เว้นว่างไว้ในตารางที่ 1 หมายความว่า จะไม่พิจารณาในที่นี้ เมื่อแทนค่า G ตั้งแต่ ๐.๐๑ ถึง ๓ โดยเพิ่มขึ้นทีละ ๐.๐๑ ในสมการที่ (๑)

และกำหนดให้ $\alpha = r_{\bar{y}}$ และ $c.v.(\bar{y})$ มีค่าเท่ากันทุกค่าของ G จะได้ความล้มเหลว
ระหว่างค่าต่ำสุดของ $k_{\bar{y}}$ กับ G แสดงได้ดังรูปที่ 2.5.1.1



รูปที่ 2.5.1.1 แสดงความล้มเหลวระหว่างค่าต่ำสุดของ $k_{\bar{y}}$ กับ G เมื่อกำหนดให้

$$\alpha = 0.01 \quad r_{\bar{y}} = 0.01 \quad \text{และ} \quad c.v.(\bar{y}) = 0.01$$

จากรูปที่ 2.5.1.1 จะเห็นได้ว่าเมื่อ G มีค่าเพิ่มขึ้น ค่าต่ำสุดของ $k_{\bar{y}}$ จะเพิ่มขึ้น ด้วย และถ้า G มีค่ามากค่าต่ำสุดของ $k_{\bar{y}}$ จะมีค่าที่สูงมาก เช่น เมื่อ $G = 2.7$ ค่าต่ำสุดของ $k_{\bar{y}}$ ที่อ่านได้จากการ์มีค่าประมาณ 28 ซึ่งกล่าวได้ว่าขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบเบ้ามากกว่าขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติอย่างน้อยที่สุด 28 เท่า ความแตกต่างที่มากเช่นนี้มักไม่เกิดขึ้นจริงในทางปฏิบัติ ดังนั้นการนำค่า $k_{\bar{y}}$ มาปรับขนาดตัวอย่าง จึงควรพิจารณาในกรณีที่ระดับของความเบ้ามีค่าไม่สูงมากนัก

2.5.2 ขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าสัดส่วนประชากร -

ให้ k_p แทน อัตราส่วนระหว่างชีดจำกัดล่างของขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าสัดส่วนประชากรที่ได้จากการแจกแจงแบบเบ้ส เทียบกับขนาดตัวอย่างที่ได้จากการแจกแจงแบบปกติ

จากขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าสัดส่วนประชากร เมื่อประชากรมีการแจกแจงแบบปกติ เมื่อกำหนดร่าดับนัยสำคัญเท่ากับ α และค่าความคลาดเคลื่อนล้มพังท์ในการประมาณค่าสัด

ส่วนจากตัวอย่างเท่ากับ r_p คือ

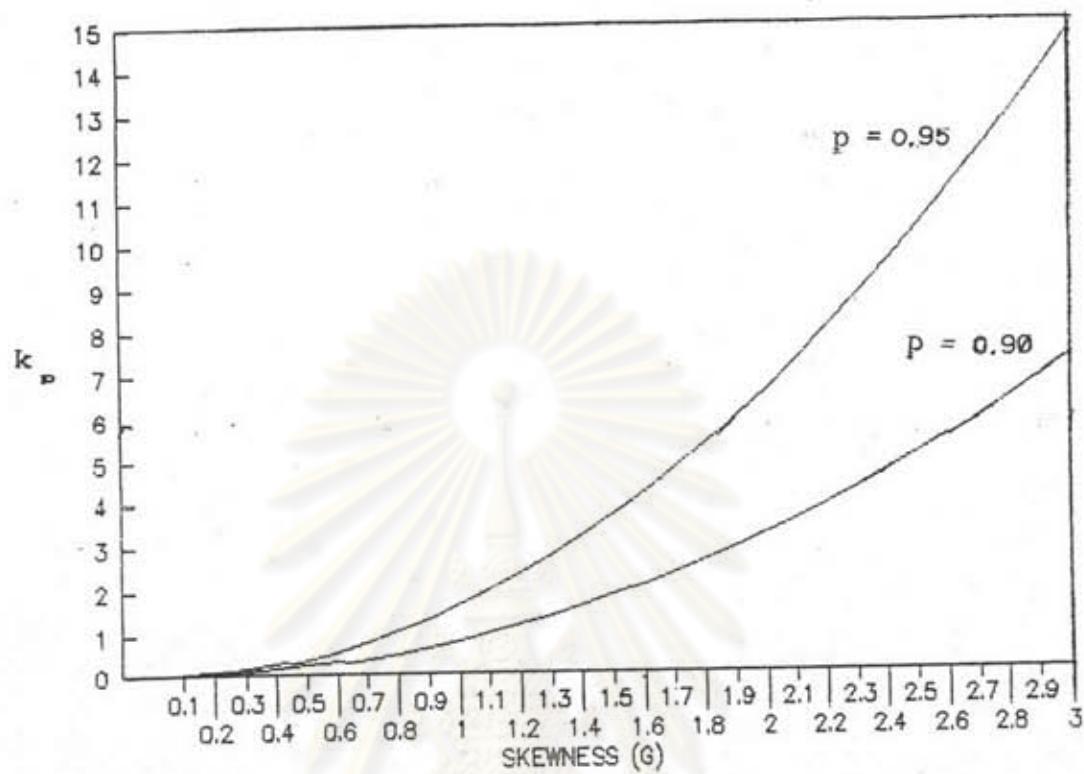
$$n_p = \frac{z^2(1-p)}{pr_p} + pr_p^2$$

จากความล้มพังท์ $n > 25G^2$ เมื่อพิจารณาค่าต่ำสุดคือ $n = 25G^2$ ดังนั้นค่าต่ำสุดของ k_p หาได้จาก

$$k_p = \frac{pr_p^2 25G^2}{z^2(1-p) + pr_p^2} \quad (2)$$

เมื่อแทนค่าของเทอมต่างๆ ได้แก่ ค่าวิกฤติจากตารางปกติมาตรฐาน (z) ซึ่งได้จาก การกำหนดร่าดับนัยสำคัญ (α) ค่าสัดส่วนจากตัวอย่าง (p) ค่าความคลาดเคลื่อนล้มพังท์จาก การประมาณค่าสัดส่วนประชากร (r_p) และค่าของความเบ้ส (G) ในสมการที่ (2) จะได้ค่าต่ำสุดของ k_p ที่ใช้ปรับขนาดตัวอย่างสำหรับประมาณค่าสัดส่วนประชากร ซึ่งรายละเอียดของค่าต่ำสุดของ k_p แสดงไว้ในตารางที่ 2 ในภาคผนวก ง. สำหรับเรื่องที่ว่างในตารางที่ 2 หมายความว่า จะไม่พิจารณาในที่นี้

ในทำนองเดียวกัน เมื่อพิจารณาความล้มพังท์ระหว่างค่าต่ำสุดของ k_p กับ G โดย แทนค่าของ G ตั้งแต่ 0.01 ถึง 3 โดยเพิ่มขึ้นทีละ 0.01 ในสมการที่ (2) พบร้าค่าต่ำสุดของ k_p จะเพิ่มขึ้นเมื่อ G มีค่ามากขึ้น ซึ่งค่าต่ำสุดของ k_p จะเพิ่มขึ้นไม่มากนักในกรณีที่กำหนดให้ $\alpha \approx r_p$ และ p มีค่าคงที่ แต่ค่าต่ำสุดของ k_p จะเพิ่มขึ้นสูงมากเมื่อ G และ p มีค่ามาก ($p \rightarrow 1$) การเปรียบเทียบความล้มพังท์ระหว่างค่าต่ำสุดของ k_p กับ G เมื่อ p มีค่าเท่ากับ 0.9 และ 0.95 แสดงในรูปที่ 2.5.2.1



รูปที่ 2.5.2.1 แสดงการเปรียบเทียบความล้มเหลวของค่าต่ำสุดของ k_p กับ G

เมื่อกำหนดให้ $\alpha = 0.10$ $r_p = 0.10$ $p = 0.9$ กับ $\alpha = 0.10$ $r_p = 0.10$ $p = 0.95$

จากรูปที่ 2.5.2.1 ถ้ากำหนดให้ G เท่ากับ 2.7 ค่าต่ำสุดของ k_p ที่อ่านได้จากกราฟ เมื่อ p เท่ากับ 0.9 มีค่าประมาณ 5.6 และเมื่อ p เท่ากับ 0.95 ค่าต่ำสุดของ k_p ที่อ่านได้จากการมีค่าประมาณ 12 นั่นคือ ความแตกต่างระหว่างขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบเบี้ยนกับขนาดตัวอย่างสำหรับประชากรที่มีการแจกแจงแบบปกติจะเพิ่มขึ้นอย่างรวดเร็วเมื่อ G มีค่ามาก และ p เข้าใกล้ 1 ดังนั้น การนำค่าต่ำสุดของ k_p ไปปรับขนาดตัวอย่างจึงควรพิจารณาในกรณีที่ค่า G และ p ไม่สูงมากนัก